

UNIVERSIDADE FEDERAL DE MINAS GERAIS
FACULDADE DE CIÊNCIAS ECONÔMICAS
CENTRO DE DESENVOLVIMENTO E PLANEJAMENTO REGIONAL
PROGRAMA DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA

Renato Prado Siqueira

MORTALIDADE VIOLENTA NO BRASIL: ABORDAGENS ESPAÇO-TEMPORAIS

Belo Horizonte

2017

Renato Prado Siqueira

MORTALIDADE VIOLENTA NO BRASIL: ABORDAGENS ESPAÇO-TEMPORAIS

Dissertação apresentado ao Programa de Pós-Graduação em Economia do Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional da Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais, como requisito parcial à obtenção do título de Mestre em Economia.

Orientador: Prof. Dr. Pedro Vasconcelos Maia do Amaral

Coorientador: Prof. Dr. Bráulio Figueiredo Alves da Silva

Belo Horizonte

2017

Ficha Catalográfica

S618m Siqueira, Renato Prado.
2017 Mortalidade violenta no Brasil [manuscrito] : abordagens espaço-
temporais / Renato Prado Siqueira. – 2017.
1v.: il.

Orientador: Pedro Vasconcelos Maia do Amaral.
Coorientador: Bráulio Figueiredo Alves da Silva.
Dissertação (mestrado) - Universidade Federal de Minas Gerais,
Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional.
Inclui bibliografia.

1. Mortalidade - Teses. 2. Morte – Causas - Teses. 3. Mortes
violentas - Teses. 4. Brasil - Condições econômicas - Teses. I. Amaral,
Pedro Vasconcelos Maia do. II. Silva, Bráulio Figueiredo Alves da. III.
Universidade Federal de Minas Gerais. Centro de Desenvolvimento e
Planejamento Regional. IV. Título.

CDD: 304.64981

Folha de Aprovação

Universidade Federal de Minas Gerais | Faculdade de Ciências Econômicas |

Centro de Desenvolvimento e Planejamento Regional |



Curso de Pós-Graduação em Economia da Faculdade de Ciências Econômicas

ATA DE DEFESA DE DISSERTAÇÃO DE RENATO PRADO SIQUEIRA Nº. REGISTRO 2014668307. Às quatorze horas do dia vinte e sete do mês de janeiro de dois mil e dezessete, reuniu-se na Faculdade de Ciências Econômicas da Universidade Federal de Minas Gerais a Comissão Examinadora de DISSERTAÇÃO, aprovada pelo Colegiado do Curso em reunião do dia 20/12/2016, para julgar, em exame final, o trabalho final intitulado “**Mortalidade violenta no Brasil: abordagens espaço-temporais**”, requisito final para a obtenção do Grau de *Mestre em Economia*, área de concentração em Economia. Abrindo a sessão, o Presidente da Comissão, Prof. Pedro Vasconcelos Maia do Amaral, após dar a conhecer aos presentes o teor das Normas Regulamentares do Trabalho Final, passou a palavra ao candidato, para apresentação de seu trabalho. Seguiu-se a arguição pelos examinadores, com a respectiva defesa do candidato. Logo após, a Comissão se reuniu, sem a presença do candidato e do público, para julgamento e expedição do resultado final. A Comissão Aprovou o candidato por unanimidade. O resultado final foi comunicado publicamente ao candidato pelo Presidente da Comissão. Nada mais havendo a tratar o Presidente encerrou a reunião e lavrou a presente ATA, que será assinada por todos os membros participantes da Comissão Examinadora. Belo Horizonte, 27 de janeiro de 2017.

Prof. Pedro Vasconcelos Maia do Amaral
(Orientador) (CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof. Bráulio Figueiredo Alves da Silva
(Coorientador) (FAFICH/UFMG)

Profª. Sueli Moro
(CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof. José Irineu Rangel Rigotti
(CEDEPLAR/FACE/UFMG)

Prof. Marco Flávio da Cunha Resende
Coordenador do Programa de Pós-Graduação em Economia

AGRADECIMENTOS

A minha família, por todo o apoio, por todo amor e carinho, pela compreensão nos momentos difíceis, por serem quem vocês são.

A Helena, pelo companheirismo, pelas palavras de motivação e carinho.

Aos meus orientadores, pela paciência, pela ajuda e por todo o conhecimento transmitido.

Aos amigos e colegas de turma, que fizeram do período de curso muito mais interessante e divertido.

A todos os professores do curso pela dedicação em passar conhecimentos tão ricos.

A todos aqueles que, de forma direta ou indiretamente, contribuíram para a realização desse trabalho.

RESUMO

O Brasil tem registrado elevadas taxas de mortalidade violenta, fenômeno que, embora presente em diversas partes do mundo, apresenta particularidades no país. Apesar dos avanços sociais e econômicos nas últimas décadas, homicídios, acidentes de trânsito e suicídios seguem em patamares preocupantes. Este trabalho busca contribuir para o entendimento dessas três causas principais, analisando suas dinâmicas espaciais e temporais com o objetivo de identificar padrões, tendências e possíveis direcionamentos futuros caso o comportamento atual se mantenha. O primeiro artigo trata da evolução das taxas de homicídio nas microrregiões brasileiras e apresenta projeções até 2022 com base em uma hierarquia espacial (Estados > Grandes Regiões > Brasil). Os resultados indicam crescimento quase generalizado das taxas, especialmente no Nordeste, e revelam a presença de clusters espaciais. Isso sugere que o espaço é um fator relevante para explicar a distribuição da violência letal, apontando para a necessidade de ações imediatas. Embora se confirmem tendências de crescimento, destaca-se também a formação de aglomerados territoriais, o que levanta novas hipóteses sobre os fatores que os sustentam. O segundo artigo trata dos acidentes de trânsito, uma temática menos explorada na literatura nacional. O estudo identifica os determinantes socioeconômicos das taxas de mortalidade por acidentes de transporte em nível microrregional, considerando a estrutura espacial dos dados. Os achados sugerem que diferentes microrregiões se encontram em distintas etapas de desenvolvimento da relação em “U” invertido entre renda e mortalidade por acidentes, com regiões menos desenvolvidas ainda em ascensão e outras, mais estruturadas, já apresentando queda nas taxas. A análise também revela que microrregiões com comportamentos semelhantes estão espacialmente próximas, apontando para dinâmicas locais específicas que devem ser consideradas nas políticas públicas. O terceiro artigo investiga os determinantes das taxas de suicídio por 100 mil habitantes nas microrregiões brasileiras, nos anos de 1991, 2000 e 2010. A principal hipótese avaliada é a existência de efeitos espaciais de contágio ou “imitação”, em que áreas com taxas elevadas estão próximas a outras com padrões semelhantes. A análise exploratória e os modelos espaciais confirmam a importância do fator espacial, mesmo quando controladas variáveis socioeconômicas, reforçando a literatura sobre o papel da vizinhança na incidência de suicídios. No entanto, observou-se que a significância dos fatores socioeconômicos varia conforme o período analisado, o que sugere que os determinantes dos suicídios não são estáticos e podem mudar conforme o tempo e o espaço.

Palavras-chave: mortalidade violenta; espaço-tempo; aglomerados.

ABSTRACT

Brazil has experienced persistently high rates of violent mortality, a phenomenon that, while present globally, reveals unique characteristics in the country. Despite significant social and economic progress in recent decades, homicide, traffic accidents, and suicide remain at alarming levels. This dissertation aims to contribute to the understanding of these three major causes of violent death by analyzing their spatial and temporal dynamics, identifying patterns, trends, and possible future directions should current behaviors persist. The first article focuses on the evolution of homicide rates across Brazilian microregions and presents projections up to 2022 based on a spatial hierarchy (States > Major Regions > Brazil). The results point to an almost generalized upward trend, particularly in the Northeast, and reveal the presence of spatial clusters. These findings suggest that geographic space plays a significant role in explaining the distribution of lethal violence, emphasizing the need for immediate action. While the growth trend is confirmed, the spatial concentration of homicides raises additional questions about the underlying territorial dynamics. The second article addresses traffic accidents, a theme less frequently explored in national literature. The study identifies the socioeconomic determinants of mortality rates from transport-related accidents at the microregional level, incorporating the spatial structure of the data. The results suggest that different regions are situated at varying stages of the inverted U-shaped relationship between income and traffic mortality. Less developed areas still face rising mortality rates, while more economically and structurally advanced regions appear to have surpassed the peak and show declining trends. Spatial analysis also reveals that microregions with similar patterns tend to be geographically close, indicating specific local dynamics that should be considered in public policy. The third article investigates the determinants of suicide rates per 100,000 inhabitants in Brazilian microregions for the years 1991, 2000, and 2010. The central hypothesis evaluates whether local spatial influence—through imitation or contagion effects—plays a role in explaining suicide rates. Exploratory spatial analysis and spatial regression models confirm the importance of geographic proximity, even after controlling for socioeconomic variables, supporting the literature on neighborhood effects in suicide incidence. However, the significance of these socioeconomic factors varies across time periods, suggesting that the drivers of suicide are not static and evolve according to spatial and temporal contexts.

Keywords: violent mortality, space-time, clusters

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

MORTALIDADE POR HOMICÍDIOS NO BRASIL: CARACTERIZAÇÃO E TENDÊNCIAS ESPAÇO-TEMPORAIS

| | |
|---|----|
| Figura 1 – Exemplo de estrutura hierárquica, totalizando 6 séries temporais..... | 28 |
| Gráfico 1 - Taxas de mortalidade por homicídios - Idades Simples (2011)..... | 35 |
| Gráficos 2A e 2B - Estrutura e evolução da mortalidade por homicídios: taxa por 100 mil habitantes e números absolutos (1980-2013) | 36 |
| Figura 2 - Evolução da mortalidade por homicídios nas microrregiões brasileiras (1991-2010) – Óbitos por 100 mil habitantes..... | 38 |
| Figura 3 – I de Moran Local..... | 40 |
| Figura 4 – Variações % das taxas de mortalidade por homicídios..... | 42 |
| Gráficos 3A – 3F: Previsões para o Brasil e Grandes Regiões | 46 |
| Figura 5 – Previsões para as Unidades Federativas..... | 48 |

MORTALIDADE POR ACIDENTES DE TRÂNSITO NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL

| | |
|---|----|
| Gráfico 1 - Taxas de mortalidade violenta por acidentes de transporte - Idades Simples (2011) | 68 |
| Gráficos 2a e 2b - Estrutura e evolução da mortalidade por acidentes de transporte: taxa por 100 mil habitantes e números absolutos (1980-2013)..... | 69 |
| Figura 1 - Evolução da mortalidade por acidentes de transporte nas microrregiões brasileiras (1991-2010) – Óbitos por 100 mil habitantes..... | 70 |
| Figura 2 – Mapas de aglomerados dos acidentes de transporte nas microrregiões (1991-2010). | 73 |
| Figura 3 – Mapa da variação percentual das taxas de acidentes a cada 100 mil habitantes nos períodos 1991-2000 e 2000-2010 | 75 |

MORTALIDADE POR SUICÍDIOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL (1991-2010)

| | |
|--|-----|
| Gráfico 1 - Taxas de mortalidade por suicídios no Brasil - Idades Simples (2011)..... | 101 |
| Gráficos 2a e 2b - Estrutura e evolução da mortalidade por suicídios: taxa por 100 mil habitantes e números absolutos (1980-2013) | 103 |

| | |
|--|-----|
| Figura 1 - Evolução da mortalidade por suicídios nas microrregiões brasileiras (1991-2010) – Óbitos por 100 mil habitantes..... | 105 |
| Figura 2 – Mapas de aglomerados dos suicídios nas microrregiões (1991-2010). | 107 |
| Figura 3 – Mapa de clusters da variação percentual das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nos períodos 1991-2000 e 2000-2010. | 109 |
| Figura 4 – Mapas de aglomerados da variação percentual das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nos períodos 1991-2000 e 2000-2010..... | 110 |

LISTA DE TABELAS

MORTALIDADE POR HOMICÍDIOS NO BRASIL: CARACTERIZAÇÃO E TENDÊNCIAS ESPAÇO-TEMPORAIS

| | |
|--|----|
| Tabela 1 – Classificação dos métodos de suavização exponencial | 34 |
| Tabela 2 - Análise descritiva das taxas de mortalidade por acidentes de transporte a cada 100 mil habitantes..... | 39 |
| Tabela 3 – I de Moran Global e Quantidade de Microrregiões por Tipos de Aglomerados ... | 40 |
| Tabela 4 – <i>MAPE</i> dos diferentes modelos ARIMA e SE para os níveis e horizontes de previsão..... | 45 |

MORTALIDADE POR ACIDENTES DE TRÂNSITO NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL

| | |
|--|----|
| Tabela 1 - Média e Desvio padrão variáveis 2000-2010 | 67 |
| Tabela 2 - Análise descritiva das taxas de mortalidade por acidentes de transporte a cada 100 mil habitantes..... | 71 |
| Tabela 4 – I de Moran Global e Quantidade de Microrregiões por Tipos de Aglomerados ... | 74 |
| Tabela 5 – Estimacões MQO | 77 |
| Tabela 6 – Estimacão do modelo espacial – Regime 1 | 78 |
| Tabela 7 – Estimacão do modelo espacial – Regime 2 | 79 |
| Tabela 8 – Teste de Chow | 80 |

MORTALIDADE POR SUICÍDIOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL (1991-2010)

| | |
|--|-----|
| Tabela 1 - Média e Desvio padrão variáveis 1991-2010 | 100 |
| Tabela 2 - Média e Desvio padrão variáveis 2000-2010 | 100 |
| Tabela 3 - Análise descritiva das taxas de mortalidade por suicídios a cada 100 mil habitantes..... | 105 |
| Tabela 4 – I de Moran Global e Quantidade de Microrregiões por Tipos de Aglomerados . | 106 |
| Tabela 5 – I de Moran Local da Taxa de Variação..... | 110 |
| Tabela 5 – Modelo 1 MQO..... | 112 |
| Tabela 6 – Modelo 2 MQO..... | 112 |
| Tabela 7 – Resultados das estimacões dos modelos espaciais 1 e 2..... | 115 |

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

| | |
|--------|--|
| APVP | Anos Potenciais de Vida Perdidos |
| ARIMA | Autoregressive Integrated Moving Average |
| CID | Classificação Internacional de Doenças |
| CTB | Código de Trânsito Brasileiro |
| DO | Declarações de Óbitos |
| GMM | Método dos Momentos Generalizados |
| IBGE | Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística |
| IPEA | Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada |
| LISA | Local Indicators of Spatial Association |
| LM | Lagrange Multiplier |
| MAPE | Mean Absolute Error Percentage |
| MQO | Mínimos Quadrados Ordinários |
| OECD | Organisation for Economic Co-operation and Development |
| ONU | Organização das Nações Unidas |
| PIB | Produto Interno Bruto |
| PNUD | Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento |
| SAR | Spatial Autoregressive |
| SARIMA | Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average |
| SE | Suavização Exponencial |
| SIM | Sistema de Informação sobre Mortalidade |
| SLM | Spatial Lag Model |
| SUS | Sistema Único de Saúde |
| WHO | World Health Organization |

SUMÁRIO

| | |
|---|-----------|
| INTRODUÇÃO GERAL | 14 |
| MORTALIDADE POR HOMICÍDIOS NO BRASIL: CARACTERIZAÇÃO E TENDÊNCIAS ESPAÇO-TEMPORAIS | |
| 1 INTRODUÇÃO..... | 18 |
| 2 REVISÃO TEÓRICA | 19 |
| 3 METODOLOGIA | 24 |
| 3.1 DADOS | 24 |
| 3.2 ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DOS DADOS..... | 25 |
| 3.3 ESTRUTURA HIERÁRQUICA E PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS..... | 28 |
| 3.3.1 Métodos de agregação e desagregação das séries temporais dentro da hierarquia . | 29 |
| 3.3.2 Métodos de previsão de séries temporais univariadas..... | 32 |
| 3.2.3 Escolha dos modelos | 34 |
| 4 RESULTADOS..... | 35 |
| 4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA – HOMICÍDIOS | 35 |
| 4.2 PROJEÇÕES | 42 |
| 4.3 PREVISÕES PARA O PERÍODO 2015-2022..... | 46 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS | 49 |
| 6 REFERÊNCIAS | 50 |
| MORTALIDADE POR ACIDENTES DE TRÂNSITO NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL | |
| 1 INTRODUÇÃO..... | 56 |
| 2 BREVE DISCUSSÃO TEÓRICA | 56 |
| 3 METODOLOGIA | 58 |
| 3.1 DADOS | 58 |
| 3.2 ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DOS DADOS..... | 59 |
| 3.3 PROCEDIMENTOS ECONÔMICOS | 61 |
| 3.3.1 Heterogeneidade espacial..... | 63 |
| 3.4 VARIÁVEIS DE CONTROLE – ACIDENTES | 64 |
| 4 RESULTADOS..... | 67 |
| 4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA – ACIDENTES DE TRANSPORTE..... | 67 |

| | |
|---|------------|
| 4.2 ESTIMAÇÕES ECONÔMETRICAS | 75 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS E LIMITAÇÕES | 81 |
| 6 REFERÊNCIAS | 83 |
| | |
| MORTALIDADE POR SUICÍDIOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL (1991-2010) | |
| 1 INTRODUÇÃO..... | 88 |
| 2 BREVE DISCUSSÃO TEÓRICA | 89 |
| 3 METODOLOGIA | 92 |
| 3.1 DADOS | 92 |
| 3.2 ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DOS DADOS | 94 |
| 3.3 PROCEDIMENTOS ECONÔMETRICOS | 96 |
| 3.3.1 Heterogeneidade espacial..... | 97 |
| 3.4 VARIÁVEIS DE CONTROLE – SUICÍDIOS..... | 98 |
| 4 RESULTADOS..... | 101 |
| 4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA – SUICÍDIOS | 101 |
| 4.2 ESTIMAÇÕES ECONÔMETRICAS | 111 |
| 5 CONSIDERAÇÕES FINAIS | 117 |
| 6 REFERÊNCIAS | 118 |
| | |
| CONCLUSÕES GERAIS | 123 |

INTRODUÇÃO GERAL

O Brasil vem presenciando crescentes taxas de mortalidade violenta em quase todas as regiões do país. Mesmo sendo caracterizado muitas vezes como um fenômeno mundial, sobretudo em países com níveis de desenvolvimento inferior ao nosso, esse problema parece ter características peculiares aqui, onde, mesmo com os ganhos sociais e econômicos das últimas décadas, suas taxas persistem em valores relativamente elevados.

Dentre os principais tipos de mortalidade violenta, os homicídios são a principal causa no Brasil atualmente, passando os acidentes de transporte na década de 90 e se estabelecendo como um dos principais problemas tanto de saúde como de segurança pública (WAISELFISZ, 2014), com custos econômicos estimados em 1,2% do PIB (WHO, 2014). Esse movimento vem sendo verificado desde a década de 80, com grande concentração nos principais centros urbanos brasileiros (GAWRYSZEWSKI & COSTA, 2005). No mundo, foram estimadas 475 mil mortes por homicídios em 2012, com incidência de 60% na faixa entre 15 e 44 anos, constituindo a terceira maior causa de mortes nesses indivíduos, com as maiores taxas sendo observadas no continente americano (WHO, 2014).

As vítimas somam cerca de 1,2 milhão no Brasil, contando com os registros do Sistema de Informação sobre Mortalidade desde a década de 80 e ainda, crescimento das taxas de mortalidade de 148,5% no período até 2012, liderando a alta entre as causas violentas, alcançando taxa de 24,3 óbitos por 100 mil habitantes. Ponto considerável desse crescimento se deu, sobretudo sobre a faixa de jovens, com “brutal crescimento dos homicídios a partir dos 13 anos de idade: as taxas pulam de quatro homicídios por 100 mil habitantes para 75 na idade de 21 anos”, superando países em estado de guerra (WAISELFISZ, 2014).

Os homicídios foram ainda os maiores responsáveis pela quantidade de anos de vida perdidos, representando, segundo Campo et al (2015), 38,8% do total dentro das causas externas, superando os acidentes de trânsito (29,1%).

Os acidentes de transporte, por sua vez, representam a 8ª maior causa da mortalidade de jovens entre 15 e 29 anos no mundo (ONU, 2003; WHO, 2009), com

previsões para se chegar a quinta posição já em 2030. Mundialmente, óbitos causados por acidentes de transporte somam, anualmente, 1,24 milhões, mesmo com os inúmeros esforços para conter o problema (WHO, 2013).

No Brasil, desde a década de 80, cerca de 1 milhão de vítimas foram contabilizadas, representando a segunda maior causa de mortalidade violenta no Brasil, ficando atrás apenas dos homicídios (2,5 milhões aproximadamente). Não bastasse as elevadas taxas, entre os anos de 2000 e 2012 houve um aumento de 36% no número de mortes, com expressivo aumento no período 2009-2012, passando de 20,2 para 23,7 óbitos a cada 100 mil habitantes (WAISELFISZ, 2014), permanecendo maior que taxas verificadas em outros países, como Bélgica, Austrália e Argentina (WHO, 2013).

Por fim, em relação aos suicídios, projeções da Organização Mundial da Saúde indicam que em 2020 cerca de 1,5 milhão de indivíduos cometerão o ato de tirar a própria vida, bem como entre 15 e 30 milhões tentarão o ato, fazendo com que suicídios sejam responsáveis por 2,4% da mortalidade mundial (WHO, 1999; WHO, 2002). No Brasil, suicídios passaram de um crescimento modesto na década de 80 (2,7%) para taxas cada vez mais elevadas, com alta de 18,8% na década de 90 e 33,3% da década de 2000 até o ano de 2012, com crescimento total de 62,5% em todo o período (WAISELFISZ, 2014). Apesar de no Brasil as taxas de suicídio serem ainda modestas comparadas a países como Japão, por exemplo, que verifica nos suicídios a principal causa de mortalidade violenta (10 suicídios para cada homicídio), ela chama atenção por crescer por volta de 4 a 6 vezes (década de 2000) mais do que acidentes de trânsito e homicídios, configurando-se aos poucos uma importante questão de saúde pública (WAISELFISZ, 2014).

No Brasil, constituindo um problema em plena ascensão, com projeções desfavoráveis ao número de casos estimados e crescimento elevado nas últimas décadas, que este trabalho se soma a diversos outros na medida em que visa contribuir com o tema ao adicionar na análise a influência do espaço na dinâmica das taxas de mortalidade violenta. É nesse contexto que esse trabalho busca contribuir, abordando diferentes aspectos de cada uma das principais causas de mortalidade violenta: homicídios, acidentes de trânsito e suicídios. Para tanto, optou-se por dividir o trabalho em três, permitindo o aprofundamento, mesmo que limitado, em cada mortalidade. Em comum, os três trabalhos possuem sua análise focada tanto na dinâmica das taxas ao longo do

espaço como no tempo, possibilitando o “onde”, “quando” e “para onde” tendemos a chegar, caso a comportamento geral verificado se perpetue.

Vale esclarecer que as “taxas” utilizadas ao longo dos artigos referem-se à relação entre o número de óbitos e a população total de cada local, expressa por 100 mil habitantes. Ao optar por trabalhar com taxas (e não apenas com valores absolutos), cria-se a possibilidade de comparar realidades distintas de maneira padronizada, corrigindo-se pelas diferenças demográficas entre as regiões e ao longo do tempo. Assim, quando se afirmar que determinado estado ou microrregião apresenta “x homicídios por 100 mil habitantes”, está-se indicando quantos óbitos, em média, ocorreram em cada conjunto de cem mil pessoas ao ano. Dessa forma, acompanha-se a evolução da mortalidade violenta e avaliam-se disparidades espaciais que podem estar relacionadas a fatores socioeconômicos, demográficos e estruturais.

Este trabalho, intitulado “Mortalidade Violenta no Brasil: Abordagens Espaço-Temporais”, encontra-se, portanto, estruturado em três artigos. O primeiro, sobre homicídios, faz uma análise histórica e espaço-temporal das mortes por agressão, incluindo projeções para os próximos anos. O segundo artigo, centrado em acidentes de trânsito, investiga determinantes socioeconômicos que expliquem as variações das taxas nas microrregiões brasileiras, bem como discute a dinâmica temporal desses óbitos em todo o país. Por fim, o terceiro artigo dedica-se à mortalidade por suicídios, buscando identificar eventuais padrões de contágio (ou imitação) e o papel de variáveis socioeconômicas nesse fenômeno, além de analisar sua distribuição espaço-temporal.

MORTALIDADE POR HOMICÍDIOS NO BRASIL: CARACTERIZAÇÃO E TENDÊNCIAS ESPAÇO-TEMPORAIS

Renato Prado Siqueira¹
Pedro Vasconcelos Maia do Amaral²
Brálio Figueiredo Alves da Silva³

RESUMO: Este estudo analisou a dinâmica espacial e temporal das taxas de mortalidade por agressões (majoritariamente homicídios) nas microrregiões brasileiras e elaborou projeções ao longo de uma hierarquia espacial (Estados > Grandes Regiões > Brasil) até 2022. Os resultados, tanto na escala microrregional quanto nos níveis agregados, indicam elevação quase generalizada das taxas de homicídios, com destaque para o Nordeste, além de evidenciarem a formação de clusters espaciais. Observou-se também o papel determinante da estrutura etária, dado que jovens apresentam maior vulnerabilidade, contribuindo significativamente para os índices elevados de mortalidade. Embora tais achados reforcem a necessidade de políticas imediatas de prevenção e controle para evitar o cenário projetado, ressalta-se a importância de aprofundar a investigação de determinantes socioeconômicos que impulsionam esse fenômeno. Em conjunto, as análises reforçam o caráter multidimensional dos homicídios e a relevância de adotar abordagens que integrem aspectos regionais, demográficos e socioeconômicos para mitigar o avanço dessas taxas no país.

Palavras-chave: homicídios, espaço-tempo, aglomerados

ABSTRACT: This study analyzed the spatial and temporal dynamics of mortality rates from assault (predominantly homicides) across Brazilian microregions and produced projections within a spatial hierarchy (States > Major Regions > Brazil) up to 2022. The findings, both at the microregional scale and aggregated levels, indicate a widespread increase in homicide rates, with a particular emphasis on the Northeast region, as well as the presence of spatial clusters. The analysis also highlights the role of age structure, since younger individuals face greater vulnerability, which substantially raises overall mortality indices. While these results underscore the urgency for immediate preventive and control measures to avert the projected scenario, they also emphasize the need for further investigation into the socioeconomic determinants that fuel this phenomenon. Overall, the study reinforces the multidimensional nature of homicides and the importance of adopting strategies that integrate regional, demographic, and socioeconomic dimensions to mitigate rising homicide rates in Brazil.

Keywords: homicide, space-time, clusters

Classificação JEL: C21, I12, J11

¹ Mestrando em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG. Email: rprado@cedeplar.ufmg.br

² Professor Dr. do CEDEPLAR/UFMG. Email: pedrovma@cedeplar.ufmg.br

³ Professor Dr. da FAFICH/UFMG. Email: braulio.fas@gmail.com

1 INTRODUÇÃO

Os homicídios são a principal causa de mortalidade violenta no Brasil atualmente, ultrapassando os acidentes de transporte na década de 1990 e consolidando-se como um dos mais graves problemas tanto de saúde quanto de segurança pública (WAISELFISZ, 2014). Estima-se que esse fenômeno represente custos econômicos de aproximadamente 1,2% do PIB (WHO, 2014). Desde a década de 1980, o país tem assistido a uma escalada de casos, com forte concentração nos maiores centros urbanos (GAWRYSZEWSKI & COSTA, 2005). Em nível internacional, ocorreram cerca de 475 mil mortes por homicídios em 2012, 60% das quais concentradas na faixa etária de 15 a 44 anos, configurando-se como a terceira maior causa de óbitos nesse grupo, com as taxas mais elevadas registradas no continente americano (WHO, 2014).

No Brasil, são contabilizados aproximadamente 1,2 milhão de óbitos por homicídios desde os anos 1980, período em que se registrou crescimento de 148,5% nas taxas de mortalidade, alcançando o patamar de 24,3 óbitos por 100 mil habitantes. Destaca-se o aumento das vítimas mais jovens – a partir dos 13 anos de idade, as taxas saltam de quatro para 75 homicídios por 100 mil na faixa dos 21 anos, superando índices observados em países em situação de guerra (WAISELFISZ, 2014). Esse quadro coloca os homicídios como a maior causa de Anos Potenciais de Vida Perdidos (APVP) por causas externas, correspondendo a 38,8% do total (CAMPO et al., 2015), superando acidentes de trânsito (29,1%).

Diante dessa realidade, o presente artigo tem por objetivo caracterizar a distribuição espacial das taxas de mortalidade por homicídios, analisar sua evolução temporal e realizar projeções de curto e médio prazos, buscando identificar tendências que possam subsidiar políticas públicas. Este tema, reconhecido como um dos principais desafios de saúde no país, é aqui abordado sob uma ótica espaço-temporal relativamente pouco explorada na literatura nacional, permitindo tanto a identificação de áreas mais afetadas quanto a avaliação dos prováveis cenários futuros.

Para cumprir esse objetivo, o artigo encontra-se estruturado em cinco seções, incluindo esta introdução. Na próxima seção, apresenta-se uma breve revisão teórica, abordando trabalhos correlatos sobre as possíveis causas dos homicídios e discussões acerca do papel de variáveis socioeconômicas e demográficas. Em seguida, na seção de metodologia, descrevem-se as bases de dados utilizadas, a forma de cálculo das taxas de

homicídios e os procedimentos de análise estatística e projeção. Na seção de resultados, discute-se a distribuição espacial das taxas ao longo dos últimos anos, examina-se a autocorrelação espacial e, por fim, apresentam-se as projeções para o horizonte proposto. Na última seção, são tecidas as considerações finais, enfatizando as principais conclusões e limitações do estudo, bem como as perspectivas para pesquisas futuras.

2 REVISÃO TEÓRICA

Dada a gravidade do problema, mais do que qualquer outra causa de mortalidade violenta, estudos vêm sendo conduzidos na tentativa de compreender quais são os determinantes dessas elevadas taxas, bem como verificar os efeitos de variáveis econômicas e sociais nesses números. Na década de 90, tais estudos se concentraram em relacionar violência com índices de pobreza, bem como ao processo de ocupação urbana, desemprego e outros fatores (ROLNIK, 1999).

Para a cidade de São Paulo, por exemplo, verificou-se forte relação de altas taxas de mortalidade com baixos indicadores socioeconômicos, tais como mortalidade infantil, renda média, percentual de jovens que não frequentam escola, densidade demográfica etc. (GAWRYSZEWSKY & COSTA, 2005), assim como acelerado crescimento econômico, políticas sociais e de segurança pública, alterações na dinâmica demográfica ajudaram a diminuir as taxas de mortalidade por homicídios no período de 1996 a 2008 (PERES et al, 2011).

Em Campinas, estudo, ao relacionar e analisar índices de violência com variáveis socioeconômicas chegou-se a uma relação inversa entre violência e desigualdade de renda dos chefes de família, bem como com adultos com baixa escolaridade e positiva com jovens que possuem acesso dificultado a escolas (AIDAR & SOARES, 2006)

No Paraná, no período de 2002 a 2004 considerando os homicídios em homens entre a faixa etária de 15 a 29 anos, identificou-se relação dos homicídios com a desigualdade social (ANDRADE et al, 2011).

Em Pernambuco, com resultados semelhantes, encontrou-se que os índices médios de pobreza como também o nível de escolaridade dos municípios possui relação inversa

com a mortalidade por homicídios, contudo, indicadores de desigualdade dentro dos próprios municípios não foram significantes (LIMA et al, 2005).

Analisando também municípios, Duarte et al (2012), considerando homens entre a faixa etária entre 20 e 39 anos, indicaram que quanto maior o tamanho da população, fecundidade, bem como maior grau de urbanização, analfabetos e desigualdade de renda, maior o risco de sofrer morte por homicídio, levando-se em consideração o período de 1999 a 2010.

Estudos internacionais analisando taxas de mortalidade por homicídios seguem a mesma tendência. No Canadá, por exemplo, verificou-se que tanto nível desemprego bem como PIB, são variáveis importantes para explicar as taxas de crime (ANDRESEN, 2015). No México, por sua vez, Krueger e Gerber (2015) evidenciaram a relação das taxas de homicídio mexicanas com variáveis econômicas e educacionais. Em um estudo de corte transversal com 91 países, analisando taxas de homicídios com indicadores de governança, educação, densidade populacional, desigualdade de renda e pobreza, urbanização, estrutura de idade e *dummies* regionais, verificou-se que a região dos países explica uma grande proporção dessas variações entre países, bem como as variáveis socioeconômicas e heterogeneidade cultural (COLE & GRAMAJO, 2009). Nesse contexto, há também aqueles relacionando desvantagens econômicas e sociais com a violência registrada, indicando haver forte correlação temporal entre essas variáveis (McDOWELL & LOFTIN, 2009; McCALL et al, 2011; NIVETTE, 2011; FRIEDSON & SHARKEY, 2015).

Há ainda aqueles focaram esforços em entender sobretudo as variações das taxas de mortalidade no espaço, mudando a unidade geográfica de análise (ver por exemplo Parker & McCall, 1999) e outros que chamaram atenção para o papel das instituições governamentais e seus níveis de coordenação, legitimidade e governança, achando-se significativa correlação entre esses e os níveis de homicídios registrados (NIVETTE & EISNER, 2012; YOUNKER et al, 2013).

Complementando os estudos que buscam identificar os determinantes das taxas de homicídios nos mais diversos lugares, outro objetivo comumente buscado é o de entender o comportamento da mortalidade violenta ao longo do tempo e do espaço, tanto sua tendência e sazonalidade como pontos de inflexão e variações no decorrer de um determinado período e lugar. Nesse cenário, temos por exemplo Catro et al (2004),

utilizando-se de técnicas bayesianas para explorar características espaciais no período de 1996 a 2000 dos homicídios em Minas Gerais.

Outro estudo, desta vez analisando os homicídios no Rio de Janeiro, utilizou-se de regressões *Joinpoint* para identificar mudanças significativas nos padrões e mortalidade, concluindo pela queda das taxas nas maiorias dos recortes espaciais e administrativos utilizados (CARDOSO et al, 2016). Também para o Rio de Janeiro, Provenza et al (2015), depois de caracterizarem os perfis dos óbitos, realizam alguns testes de séries temporais para o período 2009-2013, identificando a plausibilidade de se realizar previsões com base no histórico passado para os homicídios da região.

Para a cidade de São Paulo, também se utilizando de técnicas de séries temporais, Perez et al (2011) associaram indicadores de investimentos sociais em políticas públicas voltadas para a segurança com as taxas de mortalidade por homicídios para o período 1996 a 2008. Os resultados encontrados, segundo os autores, ressaltam a forte correlação da queda dos homicídios com a melhora de alguns indicadores sociais conjuntamente com a implementação de políticas de combate a violência.

Outro ponto levantado por alguns autores diz respeito ao papel da demografia sobre as taxas de homicídios. Ela seria determinante porque, como há concentração de casos entre os mais jovens, a transição demográfica por que passa Brasil explicaria grande parte das taxas. As taxas passariam a diminuir depois pelo processo natural de desconcentração nas décadas seguintes (CERQUEIRA & MOURA, 2015). Esse mesmo processo teria acontecido no Estado Unidos, que passou pela transição demográfica mais cedo que o Brasil (FOX, 2000).

Uma vez que os mais jovens estariam mais propensos a se envolver com a violência, Baumer (2008), através de análises de séries temporais, comparou a incidência da violência em duas faixas etárias (15 a 24 anos e 25 a 44 anos), verificando que números significativamente maiores no primeiro grupo. Também levando em conta coortes de idade no tempo, Stansfiels et al (2016), usando como covariada um índice de desfavorecimento econômico juntamente com outras variáveis de controle, identificou que os jovens são mais influenciados por situações econômicas e sociais do que a população adulta, uma vez que estariam passando por um período de transição na vida. Esse resultado estaria de acordo com o argumento de que os jovens estariam mais

suscetíveis ao ambiente social adverso, bem como as dificuldades advindas do meio acadêmico e aceitação social frente aos seus pares (URDANG, 2002).

Ainda em relação aos mais jovens, Neri et al (2013) destaca o papel dessa faixa na atualidade, uma vez que vivemos no período em que ela ocupa a sua maior proporção na população em geral (aproximadamente 50 milhões de indivíduos). Segundo os autores, essa situação deve perdurar até por volta de 2022, quando então começaria a se contrair (NERI et al, 2013). Esse processo entre os mais jovens, por sua vez, se refletiria em maiores taxas de homicídios, como verificado por Waiselfisz (2014) no recente Mapa da Violência: Jovens do Brasil.

Apesar do grande esforço em entender as causas determinantes dos óbitos por agressões e, em menor escala, de análises da dinâmica desses óbitos ao longo do espaço do tempo, raros são aqueles procuram fazer projeções dessas taxas na literatura nacional. Dentre eles podemos citar estudo realizado pelo Instituto Igarapé para diversos países do mundo, chegando à conclusão de que globalmente, os homicídios estão se reduzindo a eventos raros. Contudo, chama-se atenção para o contínuo aumento da mortalidade na América Latina, sobretudo no Caribe e América Central (VILALTA, 2015). Para o Brasil, Cerqueira e Moura (2015), através de uma metodologia de dados em painel e em estimativas populacionais até 2050, projetam que as taxas serão decrescentes, espelhando a dinâmica da transição demográfica brasileira.

No contexto internacional, a aplicação de técnicas para projeções de homicídios é relativamente desenvolvida, sendo usada constantemente como parte integrante do planejamento de políticas públicas, sobretudo nos Estados Unidos. Pepper (2008) por exemplo, compara uma série de modelos estatísticos para tentar prever crimes a nível de cidades, contudo, seus resultados são incertos, variando significativamente de acordo com o modelo usado. De toda forma, o autor pontua que o processo de previsão é inerentemente complicado, uma vez que o futuro pode não seguir tendências passadas, bem como os eventos que estão sendo previstos podem estar sujeitos a oscilações exógenas, que por sua podem ser totalmente imprevisíveis.

Para o Paquistão, país que ocupa a sexta posição em quantidade de habitantes, tentativas de projeções também foram realizadas. Para os autores, o método Box-Jenkins se adequou aos casos reportados no país, constituindo-se uma maneira eficiente de se prever número de homicídios totais por mês, permitindo guiar com mais eficiência o

governo paquistanês em ações preventivas, bem como na realização de intervenções e mobilizações na forma de políticas governamentais (IMRAN et al, 2016).

Internacionalmente, a hipótese de mudanças demográficas também foi objeto de análise. Diversos estudos abordaram a questão da mudança composicional da população ao longo do tempo buscando prever e explicar cenários de violência e consequentemente de taxas de mortalidade. Tais estudos, concentrados sobretudo nas décadas de 70, 80 e 90, relacionaram a grande natalidade do pós-guerra com as taxas de criminalidade observadas durante os anos 60 e 70 (CHILTON & SPIELBERGER, 1971; STEFFENSMEIER & HAER, 1991; COHEN & LAND, 1987; CHILTON, 1986; FOX, 1978).

Estudos mais recentes nessa área tentam identificar em quais coortes de idade os homicídios estão sendo mais praticados, uma vez que o olhar sobre a taxa de mortalidade geral pode esconder padrões significativos em determinados grupos específicos (NAGIN & LAND, 1993). A importância dessa desagregação é observada, por exemplo, em Fox e Piquero (2003), em que foram observados concentração e aumento de comportamento homicida em faixas de idade mais jovens, mesmo que no agregado as taxas estejam estivessem caindo nos Estados Unidos.

Em resumo, a literatura que busca compreender as causas das taxas de mortalidade homicídios com base em indicadores socioeconômicos é bem desenvolvida, contudo, assim como em relação aos acidentes de transportes e suicídios, tais estudos geralmente são realizados a níveis de países ou a análises de cidades ou regiões individualmente e, ainda, sem considerar ou mencionar aspectos de dependência e proximidade espacial das ocorrências de óbitos com outras unidades de análise, constituindo assim uma lacuna nesses tipos de estudos, bem como uma oportunidade para avançar nessa temática. E por outro lado, em relação aos seus aspectos temporais, muito ainda tem a se explorar nesse campo, pois, assim como os seus determinantes, são normalmente abordados em escalas menores, negligenciando tendências regionais e mais localizadas.

Neste trabalho não buscaremos como objetivo investigar os determinantes das taxas de homicídios, mas apenas sua caracterização no espaço e tendências para o futuro.

3 METODOLOGIA

3.1 DADOS

Os dados de mortalidade por homicídios utilizados neste trabalho são provenientes do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM/DATASUS). Há que se ressaltar alguns aspectos desses dados, principalmente no que diz respeito à sua qualidade, permitindo fazer um melhor recorte do período para análise.

As informações do SIM⁴ começaram a ser divulgadas em 1979. A coleta desses dados, bem como sua adequação aos números reais de óbitos no Brasil, foi evoluindo a partir de então. Frias et al (2014), ao analisarem e computarem os índices das informações de óbitos na década de 2000, chegaram ao resultado de que o índice de adequação do SIM passou de 73,9% para 89,1% entre o triênio de 1999-2001 e 2008-2010, crescimento liderado sobretudo pelas regiões Norte e Nordeste. Outro estudo também verificou grande incremento na melhora de coleta de dados de óbitos no Brasil, passando de 80% ao final da década de 80 para mais de 95% na década de 2000. Os autores, no entanto, ressaltam significativas diferenças regionais na coleta desses dados, principalmente no que diz respeito ao Norte e Nordeste, onde há ainda bastante espaço para melhora (LIMA & QUEIROZ, 2014). Por fim, estudo do próprio Ministério da Saúde (2014) indica que, em 2011, 94,2% dos óbitos em território nacional eram computados. Entre as regiões, a melhor colocada foi a região Sul, com 98,5% de cobertura, e a pior a região Norte, com 85,9%, seguida da Nordeste, com 88,8%, mostrando que essas duas regiões ainda sofrem com subnotificações.

Neste contexto, os dados utilizados nesse estudo para a análise exploratória são do período que compreende os anos de 1991, 2000 e 2010, com enfoque nesses dois últimos, por apresentarem uma melhor cobertura dos dados, permitindo análises mais precisas. Para as previsões, o período tempo corresponde de 1996 a 2014. Dados de homicídios compreendem, segundo a Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde 10ª versão (CID), as categorias X85 a Y09, que incorporam as “Agressões”.

⁴ Seus dados são resultados das Declarações de Óbitos (DO), que são preenchidos por agentes/funcionários de saúde do município, onde, nas secretarias de saúde municipais, após serem analisadas e processadas, são transferidas para o sistema estadual de informação sobre mortalidade, para daí então serem incorporadas ao Ministério da Saúde (WAISELFISZ, 2014).

Como, além da caracterização das taxas de mortalidade, são realizadas suas projeções, optou-se por estimar apenas os números absolutos dos óbitos por homicídios, para só então transformar em taxas por 100 mil habitantes com base nas projeções populacionais realizadas pelo IBGE (2013). Dessa forma, apenas “parte” do método é baseado em séries temporais univariadas, uma vez que as projeções populacionais realizadas pelo IBGE são baseadas nas componentes demográficas (mortalidade, natalidade e migração), procurando-se assim, atingir projeções mais consistentes do ponto de vista teórico.

Uma vez que estamos interessados em buscar entender a dinâmica das taxas de homicídios, o olhar empreendido neste trabalho tem como ponto principal a região. Dada a disponibilidade dos dados, a análise regional permite caracterizar melhor o aspecto locacional das taxas de homicídios, permitindo, portanto, ação direta de políticas públicas no combate com vistas a diminuição dessas taxas. Neste sentido, o recorte espacial utilizado neste trabalho será o de microrregião para a caracterização, pois ela permite verificar de forma mais consistente as variações das taxas, uma vez que a análise em escala municipal está sujeita a oscilações mais bruscas das taxas de homicídios. Tal fato registra-se, por exemplo, no grande número de municípios que não apresentam nenhum homicídio em determinado período, mas que em ano posterior apresentaram algum número, fazendo com que a variação não pudesse ser calculada. Desta forma, o uso da microrregião suaviza esse efeito, possibilitando conclusões mais precisas do ponto de vista regional e temporal.

No entanto, para as projeções, por usar da característica hierárquica das divisões administrativas, adotou-se outro recorte espacial, sendo seu nível mais desagregado as unidades federativas. Esse recorte permite realizar previsões de séries temporais mais consistentes, uma vez que agrega diversas microrregiões. Aqui, o objetivo foi tentar minimizar os erros fora da amostra, uma vez que projeções para cada microrregião brasileira despenderia grande esforço computacional sem atingir, porém, taxas aceitáveis de erro nas projeções para os anos subsequentes.

3.2 ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Visando descobrir e visualizar padrões espaciais e temporais, bem como sugerir algumas hipóteses explicativas de tais processos, empreende-se neste trabalho algumas análises exploratórias. Neste sentido, são construídos mapas coropléticos da variável

dependente ‘taxa de homicídios’, permitindo verificar ao longo do espaço como essas taxas de mortalidade por suicídio variam entre as microrregiões, bem como dando indicativos de aglomerações no espaço e da dinâmica temporal dessas taxas.

Uma vez que análises exploratórias visuais por meio dos mapas coropléticos podem ser falhas no sentido da identificação de padrões espaciais (MESSNER et al, 1991), faz-se necessário usar testes estatísticos rigorosos neste sentido, identificando devidamente esses aglomerados e, por sua vez, dando robustez às análises dos mapas. Para tanto, utilizam-se neste trabalho dois testes, um de cunho geral e ou outro local.

A estatística I de Moran Global (MORAN, 1948) tem por objetivo verificar se os dados como um todo estão distribuídos aleatoriamente no espaço, constituindo sua hipótese nula a aleatoriedade espacial, ou seja, os dados das microrregiões não são relacionados aos dados de suas vizinhas. Essa estatística assume a seguinte forma:

$$I = \frac{n \sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum \sum w_{ij} \sum (y_i - \bar{y})^2}, \text{ com valor esperado de: } \left[-1 / (n - 1) \right].$$

em que n representa o número de unidades geográficas, y_i a taxa de mortalidade do local i e w_{ij} a matriz de pesos espaciais indicando a vizinhança de i e j . Se encontrarmos um valor significativamente maior que o seu valor esperado, temos uma autocorrelação espacial positiva, se encontrarmos um valor significativamente menor, temos uma autocorrelação espacial negativa entre as unidades de análise.

Como o I de Moran Global não possibilita a verificação da existência de aglomerados locais, ou seja, a observação de padrões regionalmente localizados, utilizamos ainda uma estatística que capte se as relações entre as microrregiões são estatisticamente significantes, ou seja, um indicador local de associação espacial (LISA) (ANSELIN, 1995). O LISA que usaremos neste trabalho trata-se de uma versão local do I de Moran Global derivada por Anselin (1995), assumindo a seguinte especificação:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

em que z_i e z_j são os desvios em torno da média das observações e o somatório em j incluindo somente os valores vizinhos do local i de cálculo da estatística. O I de Moran Local também nos possibilita decompor as relações locais significativas em 4 tipos de

associações: Alto-Alto (microrregião com valor alto circundados por microrregiões com valores altos), Baixo-Baixo (microrregião com baixo valor com vizinhos também com baixos valores), Alto-Baixo (alto valor com vizinhos de baixos valores) e, finalmente, Baixo-Alto (baixo valor circundado por vizinhos com altos valores). Alto-Alto e Baixo-Baixo representam os aglomerados (*clusters*) espaciais, ou seja, constituem relações na mesma direção e, portanto, autocorrelação positiva, e Alto-Baixo e Baixo-Alto como associações em direção opostas, ou seja, autocorrelação negativa entre as unidades locais ou *outliers* espaciais.

No presente estudo, considerando que a variável de interesse consiste em uma taxa (taxa de homicídios), optou-se por empregar a versão Bayesiana do I de Moran Local, conforme a proposta de Assunção e Reis (1999). Essa adaptação justifica-se pelo fato de que taxas podem apresentar variância muito heterogênea em função de diferentes tamanhos populacionais, levando a possíveis distorções na autocorrelação espacial quando áreas de pequena população exibem valores extremos por flutuação aleatória. A versão Bayesiana (também denominada abordagem de Empirical Bayes) procede à suavização das taxas, de modo que as regiões com populações menores não tenham peso excessivo no cálculo da estatística. Em termos gerais, cada taxa bruta y_i é transformada em uma taxa suavizada $\hat{\theta}_i$, puxada em direção a uma média ou valor global de referência, reduzindo a influência dos valores altamente instáveis. Então, o cálculo do I de Moran Local Bayesiano pode ser representado de forma conceitual por:

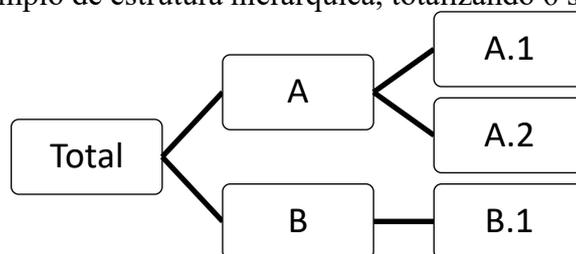
$$I_i^B = (\hat{\theta}_i - \theta_0) \sum_j w_{ij} (\hat{\theta}_j - \theta_0)$$

em que $(\hat{\theta}_i$ é a taxa suavizada da região i , θ_0 corresponde a um valor de referência (por exemplo, a taxa global média) e w_{ij} indicam a vizinhança entre as microrregiões. Dessa maneira, obtém-se um indicador de autocorrelação espacial ajustado à natureza de variável do tipo “taxa”, minimizando o surgimento de clusters espúrios em locais com população muito pequena e permitindo uma interpretação mais confiável dos padrões espaciais de homicídios. Por fim, a disposição em mapas do I de Moran Local destaca as áreas onde há clusters significativos ou outliers, contribuindo para o delineamento de hipóteses explicativas e para a compreensão mais aprofundada dos processos em estudo.

3.3 ESTRUTURA HIERÁRQUICA E PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

Para a realização das projeções tanto no espaço como no tempo, utilizou-se de modelos de séries temporais em que se leva em consideração uma determinada hierarquia dos dados. Portanto, a hierarquia utilizada é organizada na seguinte sequência: 0) Total (Brasil), 1) Grandes Regiões e 2) Estados da Federação, caracterizando o nível 0 (zero) da hierarquia o agregado total, que se desagrega nas 5 grandes regiões como 1º nível e, finalmente o 2º nível com as unidades federativas definidas pelos estados, resultado da desagregação de cada grande região em seus estados constituintes. Logo ao total, são 33 séries temporais utilizadas (uma série do nível zero mais 5 séries do 1º nível mais 27 séries do 2º nível). A figura 2 mostra uma hierarquia com 2 níveis ($L=2$).

Figura 1 – Exemplo de estrutura hierárquica, totalizando 6 séries temporais.



Assim, para qualquer período t , as séries inferiores são agregadas as séries acima, perfazendo toda a hierarquia. Essa estrutura fica mais bem visualizada em notação matricial, como abaixo:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ y_{A,t} \\ y_{B,t} \\ y_{A.1,t} \\ y_{A.2,t} \\ y_{B.1,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{A.1,t} \\ y_{A.2,t} \\ y_{B.1,t} \end{bmatrix}$$

Desta forma construímos então uma matriz $n \times n_L$, doravante denominada E , representando a estrutura de agregação das séries ao longo da hierarquia, permitindo representar essa estrutura como:

$$y_t = E q_{L,t}$$

Onde, y_t representa todas as séries da hierarquia no período t , E como dito antes, a estrutura de agregação da hierarquia e $q_{L,t}$ as séries temporais do último nível.

Denotemos ainda $\hat{y}_{j,h}$ como as h previsões geradas para cada série no nó j tendo em conta a série até a observação T e \hat{y}_h como as previsões para o nível zero da hierarquia. Essas previsões iniciais são geradas independentemente, de acordo com uma metodologia previamente selecionada. A partir disso, pode-se aplicar alguns métodos (próxima seção) de agregação/desagregação das séries ao longo da hierarquia de forma combinada, resultando então em previsões revisadas, aqui denotadas como $\tilde{y}_{j,h}$ e \tilde{y}_h .

3.3.1 Métodos de agregação e desagregação das séries temporais dentro da hierarquia

Neste artigo utilizou-se de 5 maneiras diferentes de se produzir previsões revisadas ao longo da hierarquia, são elas abordagem “bottom-up”, “top-down” baseada na média de proporções históricas, “top-down” baseada na proporção das médias históricas, “top-down” em proporções previstas e finalmente a abordagem de “combinação ótima”.

3.3.1.1 Abordagem “bottom-up”

Nesta abordagem nós primeiro geramos previsões iniciais para cada série do último nível da hierarquia e então vamos agregando uma a uma de acordo com a estrutura hierárquica antes estabelecida, formando assim previsões revisadas ao longo de toda a hierarquia.

No exemplo da Figura 2 isso se dá de forma que geramos primeiro as previsões para $y_{A.1,h}$, $y_{A.2,h}$ e $y_{B.1,t}$. Agregando de acordo com a estrutura hierárquica ficamos então com $y_{A,t} = y_{A.1,h} + y_{A.2,h}$ e $y_{B,t} = y_{B.1,t}$, e finalmente $y_t = y_{A,t} + y_{B,t}$.

Segundo Athanasopoulos et al. (2009), a grande vantagem deste método é a de que não há nenhuma perda de informação quando se agrega as séries ao longo da hierarquia, contudo há um lado negativo que muitas vezes pode ser problemático, que é o fato de, dependendo das séries que se quer prever, pode-se acabar modelando ruído ou aleatoriedade.

3.3.1.2 Abordagens “top-down” baseada na média de proporções históricas (Top-down HP A), proporções das médias históricas (Top-down HP F) e proporções previstas (Top-down FP)

As abordagens do tipo “top-down” têm como característica central primeiro fazer as previsões a frente para o nível 0 (zero) da hierarquia, ou seja, a série y_t , e em seguida desagregar as previsões de acordo com um critério estabelecido. Neste artigo nós usamos

três abordagens, as duas primeiras desenvolvidas por Gross e Sohl (1990) e a terceira por Hyndman et al. (2007).

Seja p_1, \dots, p_{m_K} um conjunto de proporções que ditam como as previsões iniciais da série y_t se desagregam para os níveis inferiores da hierarquia, até chegar ao último nível, computando assim previsões revisadas para os demais níveis. Usando essa abordagem através das médias das proporções históricas, temos então que:

$$p_j = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{y_{j,t}}{y_t} \quad \forall j = 1, \dots, m_K.$$

Onde p_j é cada proporção resultado da média proporcional histórica das séries $y_{j,t}$ de nível abaixo ao longo do período $t = 1, \dots, T$ relativo ao total agregado y_t .

A segundo método de desagregação, que usa as proporções das médias históricas, temos que:

$$p_j = \frac{\sum_{t=1}^T \frac{y_{j,t}}{T}}{\sum_{t=1}^T \frac{y_t}{T}} \quad \forall j = 1, \dots, m_K.$$

Neste caso, cada proporção p_j representa o valor da média histórica da série do nível abaixo da hierarquia $y_{j,t}$ relativo ao valor médio do agregado total y_t .

Finalmente, o terceiro método do tipo “top-down” se baseia em proporções previstas. Essa metodologia avança em relação as outras duas no sentido de que permite haver mudanças nas proporções das séries inferiores em relação ao agregado total nas previsões. Por exemplo, imaginamos uma hierarquia de apenas um nível. Calculamos então h previsões iniciais a frente independentes para todas as séries da hierarquia. Depois computamos a proporção de cada h previsão inicial a frente do nível 1 para agregar todas as previsões neste nível. São essas proporções previstas que são usadas para desagregar as previsões da série total y_t , gerando assim previsões revisadas para todo o conjunto da hierarquia. Esse processo parte de cima para baixo na hierarquia, e acontece em cada nó. Temos então que:

$$p_j = \prod_{l=0}^{K-1} \frac{\hat{y}_{j,h}^{(l)}}{\hat{E}_{j,h}^{(l+1)}} \quad \forall j = 1, 2, \dots, m_K$$

onde $\hat{y}_{j,h}^{(l)}$ são as previsões iniciais das séries que pertencem ao nó que é l níveis acima de j e $\hat{E}_{j,h}^{(l)}$ a soma das previsões iniciais abaixo do nó que é l níveis acima do nó j e são diretamente ligadas a esse nó.

Essas proporções previstas desagregam então as previsões iniciais da série y_t em previsões revisadas para o nível baixo, e assim sucessivamente de acordo com a quantidade níveis que possui a hierarquia.

Em linhas gerais, a vantagem dos dois primeiros métodos reside na facilidade de sua aplicação, uma vez que é necessário apenas realizar previsões para o nível zero da hierarquia, ou seja, para a série y_t , e então desagregar essas previsões para os níveis abaixo de acordo com cada metodologia. Hyndman e Athanasopoulos (2013) afirmam que “Em geral, estas abordagens parecem produzir previsões bastante confiáveis para os níveis agregados e elas são muito úteis com dados de baixa contagem.” Contudo, os autores ressaltam ao fato de que pelo fato desses métodos fazerem previsões iniciais apenas para y_t , na hora que se desagrega as séries inferiores, há perda de informação, uma vez que não se consegue captar efeitos e demais particularidade das séries individualmente. Outro ponto importante a se considerar é o de que tanto as duas primeiras abordagens como a baseada em proporções previstas, não produzem previsões não enviesadas, “mesmo que as previsões iniciais sejam não viesadas” (Hyndman e Athanasopoulos, 2013).

No caso aqui tratado, do número de óbitos, é nítida essa perda de informação ao realizar previsões com as duas primeiras abordagens “top-down”, uma vez que os dados não seguem o mesmo padrão de comportamento ao longo da hierarquia, ou seja, os dados ficam restritos ao comportamento (sazonalidade, tendência, etc) da série y_t , fazendo com que as previsões para esses níveis inferiores fiquem muitas vezes distorcidas, fugindo do seu padrão temporal.

3.3.1.3 Abordagem “optimal combination”

Ao contrário das outras abordagens, o método de combinação ótima, desenvolvido por Hyndman et al. (2011) usa toda a informação disponível das séries, bem como a estrutura hierárquica subjacente. As previsões iniciais são realizadas para todas as séries da hierarquia de forma independente, contudo, elas não são agregadas de forma totalmente consistente, mas sim de forma que as previsões revisadas fiquem o mais

próximo possível de suas previsões independentes levando em conta a estrutura hierárquica dos dados.

Essa abordagem permite então interações, bem como correlações entre as séries da hierarquia, possibilitando também ajuste ad hoc nas previsões e, como as previsões iniciais são não enviesadas, acaba por gerar também previsões revisadas não enviesadas.

Esse método utiliza de regressões lineares, de modo que represente as previsões iniciais à frente de todas as séries da hierarquia. Temos então que:

$$\hat{y}_h = E\beta_h + \varepsilon_h$$

onde \hat{y}_h contém as previsões iniciais de toda a hierarquia, E é a matriz estrutural definida anteriormente, β_h são os valores médios (ainda não conhecidos) dos futuros valores do nível K da hierarquia, e por fim, ε_h como os erros da regressão com média zero e matriz de covariância Σ_h . Supondo que os erros satisfazem, mesmo que aproximadamente, a estrutura de agregação/desagregação dos dados trabalhados, temos então que o melhor estimador linear não enviesado para β_h corresponde a $\hat{\beta}_h = (S'S)^{-1}S'\hat{y}_h(h)$, resultando em previsões revisadas de forma que:

$$\hat{y}_h = (E'E)^{-1}E'\hat{y}_h.$$

3.3.2 Métodos de previsão de séries temporais univariadas

Nesta seção descrevemos os dois métodos de previsão de séries temporais univariadas usados neste artigo, sendo eles a família ARIMA e os métodos de suavização exponencial.

3.3.2.1 ARIMA

Os modelos ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) são amplamente usados quando se quer fazer previsões de séries temporais não estacionárias tanto como estacionárias. Os modelos do tipo ARIMA possuem três filtros, sendo eles a parte autorregressiva (AR), a diferenciação (I) e média móvel (MA).

Seguindo Morettin e Tolo (2006), considerando um modelo autorregressivo AR(p), a série de dados y_t pode ser descrita por um ruído aleatório a_t e por seus

valores passados regredidos, considerando que já se encontra estacionária, sendo representado em linhas gerais como:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t$$

onde $y_t = y_t - \mu$. Quando, por exemplo, o modelo é autoregressivo de ordem 1 (AR(1)), temos que:

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + a_t$$

Quando se trata do processo de médias móveis, temos que:

$$y_t = \varepsilon + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

onde $\tilde{y}_t = y_t - \mu$ e θ_i como o parâmetro descrevendo como y_t é associado aos valores de $\varepsilon_{t-i} \forall i = 1, 2, \dots, q$.

Ainda, caso a série seja não estacionária, ou seja, caso sua média e variância variam ao longo do tempo, é necessário que se torne estacionária a série e, o processo mais comum utilizado é o de simplesmente tirar a diferença da série até o ponto que fique estacionária. A necessidade de tirar essa diferença é conhecida como ordem de integração (d). Ao final, podemos representar, um modelo ARIMA (p,d,q) como:

$$\phi(B)(-B)^d(y_t - \mu) = \theta(B)a_t, \quad a_t \sim (0, \sigma_a^2)$$

em que, B representa um operador defasagem.

Como os dados usados neste artigo possuem uma sazonalidade bem característica, nos modelos ARIMA podem ser incluídos elementos que lidam com essa sazonalidade, passando o modelo a ser chamado então de SARIMA (p,d,q)(P,D,Q) e representado algebricamente como

$$\phi(B)\Phi_p(B^S)\Delta^d\Delta_S^D y_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t$$

onde $\Delta_S^D y_t = (1 - B^S)^D y_t$, D como a ordem da diferenciação sazonal, $\Phi_p(B^S)$ como o operador sazonal AR(p) definido por $\Phi_p(B^S) = 1 - \Phi_1(B^S) - \Phi_2(B^{2S}) - \dots - \Phi_p(B^{pS})$; $\Theta_Q(B^S)$ como o operador sazonal MA(q) definido por $\Theta_Q(B^S) = 1 - \Theta_1(B^S) - \Theta_2(B^{2S}) - \dots - \Theta_Q(B^{QS})$; e finalmente Φ_1, \dots, Φ_p como parâmetros do modelo sazonal AR(p) e $\Theta_1, \dots, \Theta_Q$ do modelo MA(q) sazonal.

3.3.2.2 Modelos de suavização exponencial (SE)

Os modelos de suavização exponencial em linhas gerais se caracterizam por aplicarem medidas de pesos diferentes aos valores passados das séries temporais que, por sua vez, diminuem a medida que a distância dos valores passados aumenta, ou seja, os pesos são maiores para as observações mais recentes da série temporal (Makridakis et al., 1998 e Morettin e Toloi, 2006). Esses modelos possuem a grande vantagem de serem simples, mas com uma grande capacidade de previsão (Makridakis et al., 1998; Morettin e Toloi, 2006; Teixeira, 2004). Por serem simples, o custo computacional de cálculo desses modelos é muito baixo, resultando em custo/benefício menor que a maioria das técnicas de previsão disponíveis.

A classificação desses métodos, como consta na tabela 1 (apenas erros aditivos), abrange 30 modelos, cada um contendo um componente de tendência e sazonalidade onde cada método possui duas possibilidades de modelo de estado de espaço: um modelo com erros aditivos e outro com erros multiplicativos⁵. Tal sistematização se deu primeiramente com Pegels (1969), avançando posteriormente com Gardner (1985), Hyndman et al. (2002) e finalmente Taylor (2003).

Tabela 1 – Classificação dos métodos de suavização exponencial

| Componente de tendência | Componente sazonal | | |
|-------------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | N | A | M |
| N | N, N | N, A | N, M |
| A | A, N | A, A | A, M |
| A_d | A _d , N | A _d , A | A _d , M |
| M | M, N | M, A | M, M |
| M_d | M _d , N | M _d , A | M _d , M |

N=nenhum; A=Aditivo; M=Multiplicativo; A_d=Aditivo suavizado; M_d=Multiplicativo suavizado.

Fonte: Athanasopoulos et al. (2009)

3.2.3 Escolha dos modelos

A escolha dos modelos se dá através do uso de um algoritmo desenvolvido por Hyndman et al. (2014), que “incorpora modelos estocásticos, cálculos de verossimilhança, intervalos de confiança e procedimentos de seleção do modelo” (Athanasopoulos et al., 2009), bem como realiza a agregação/desagregação das séries

⁵ Para verificar as representações algébricas desses modelos ver a Tabela 5 no anexo.

temporais previstas de acordo a hierarquia dos dados com base nas metodologias apresentadas na seção anterior, tanto para os modelos de suavização exponencial, como para os modelos da família ARIMA.

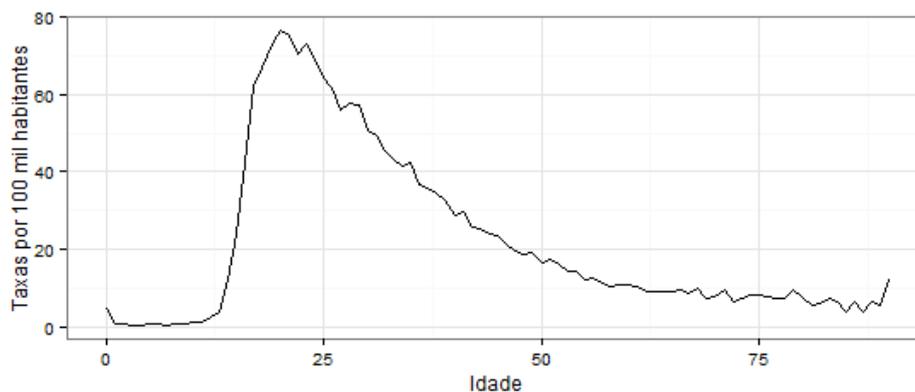
4 RESULTADOS

4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA – HOMICÍDIOS

Como verificamos até então, os homicídios representam atualmente um dos principais problemas de saúde pública no Brasil. Quanto a distribuição e incidência dessas altas taxas de mortalidade, o gráfico 1 nos permite verificar em que idade os casos homicídios estão concentrados. O primeiro ponto a chamar atenção, e também o mais preocupante de todos, é a escalada das taxas a partir dos 13 anos de idade com 4 mortes por homicídios a cada 100 mil habitantes, atingindo o pico de 76,3 mortes a idade de 20 anos, superando países em estados de guerra (WAISELFISZ, 2014). A partir daí vemos um declínio quase constante ao longo dos anos.

Portanto, os jovens são as principais vítimas dos homicídios e consequentemente, elencando os homicídios o maior responsável pela quantidade de anos de vida perdidos, como pontuado anteriormente. Isso se deve, segundo a literatura que estuda o tema, ao envolvimento de jovens em atividades ligadas, sobretudo ao tráfico de drogas, bem como a presença de baixos indicadores socioeconômicos na população. Além dos altos custos de saúde e demais traumas (familiares, psicológicos etc.) associados a essas taxas de mortalidade, por incidirem em sua maioria nos jovens, essas taxas ressoam em toda a economia, uma vez que o país perde em capacidade produtiva.

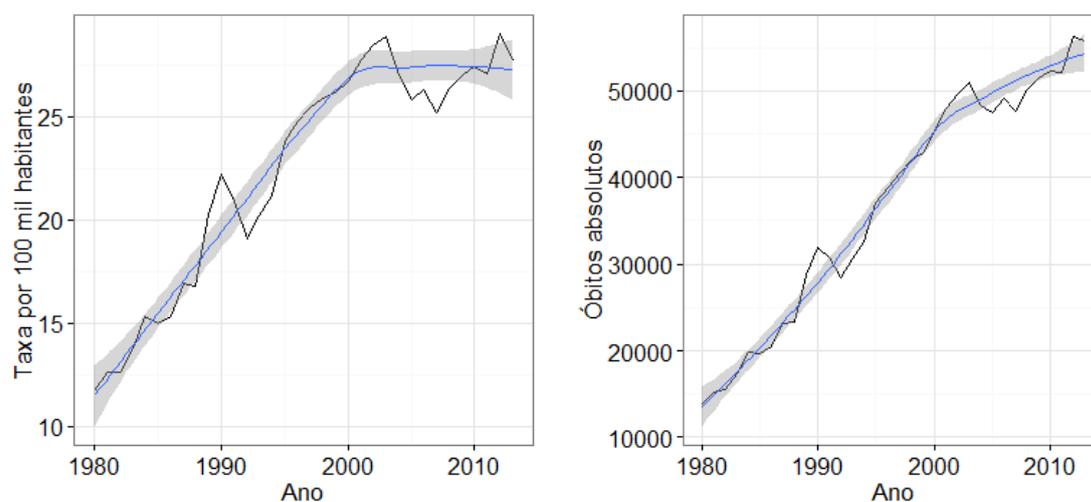
Gráfico 1 - Taxas de mortalidade por homicídios - Idades Simples (2011)



Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

Analisando agora a estrutura e a evolução dessas taxas de mortalidade por homicídios através dos gráficos 2A e 2B, temos também caracterizado outra preocupação importante: a evolução crescente e quase ininterrupta dos números absolutos ao longo das últimas três décadas, com pequenos recuos no início da década de 90 e meados de 2000. Quanto as taxas, praticamente o mesmo padrão se observa, contudo, a partir da década de 2000, a evolução, vista com a ajuda de uma linha de tendência do tipo Loess⁶, permanece variando em torno de uma média. Essa variação nos anos 2000 está relacionada a uma mudança na distribuição geográfica desses homicídios, onde, por exemplo, ao mesmo tempo em que temos uma queda de 48,1% nas taxas da Região Sudeste, temos crescimento nas Regiões Sul, Norte e Nordeste (WAISELFISZ, 2011; ANDRADE & DINIZ, 2013), impactando a taxa quando olhamos para o Brasil. Vemos ainda que há uma oscilação maior dessas taxas ao longo dos anos 2000, com seu recuo a partir de 2004 e seu aumento novamente a partir de 2008.

Gráficos 2A e 2B - Estrutura e evolução da mortalidade por homicídios: taxa por 100 mil habitantes e números absolutos (1980-2013)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SIM/DATASUS (2015).

Ao longo de todo o período, a taxa de mortalidade por homicídios a cada 100 mil habitantes aumentou incríveis 136%, bem como 300% em números absolutos, representando cerca de 1,3 milhão de mortes em todo o período. Se pegarmos o período

⁶ Também conhecida como uma regressão polinomial ponderada localmente, ou seja, regressões que são realizadas em subconjuntos dos dados, dando maior peso para aqueles mais perto do ponto. O valor da função é obtido então a partir dos dados avaliando-se o polinômio local, sendo esse processo repetido até ao final da série de dados (CLEVELAND & DEVLIN, 1988).

de 1980 a 2003, onde houve o maior aumento, o valor da taxa aumenta consideráveis 147%.

Ao visualizarmos esses dados em um mapa, chegamos a interessantes observações quanto a evolução da distribuição da mortalidade por homicídios tanto ao longo do espaço como ao longo de tempo. Na figura 2 podemos verificar esse processo ao longo das microrregiões brasileira durante os anos censitários.

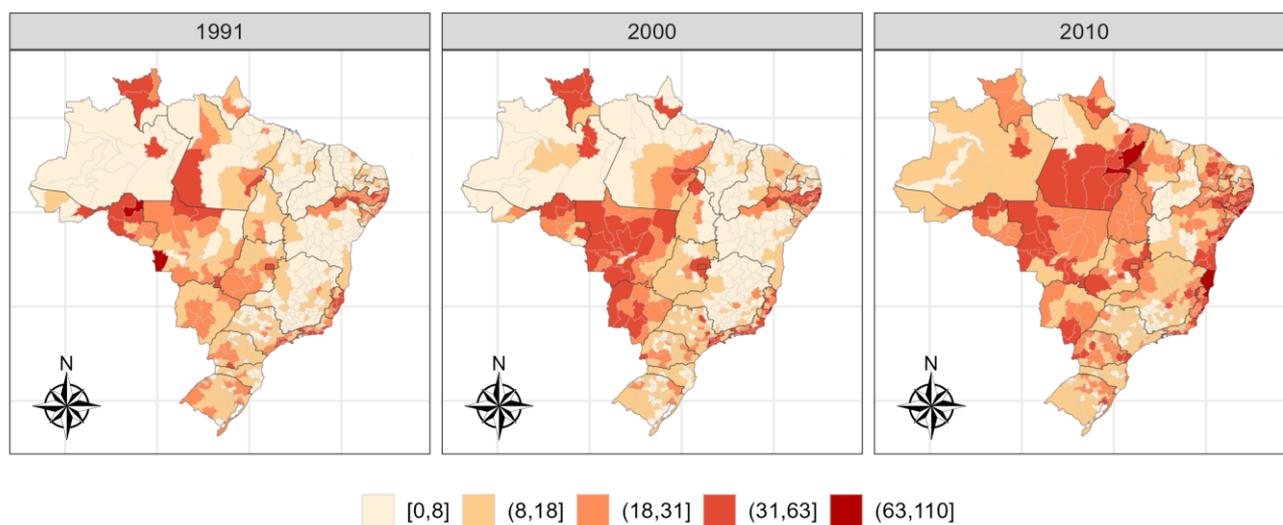
Começando pelo ano de 1991, a primeira característica que chama atenção é a concentração de taxas de homicídios mais elevadas no litoral do Sudeste e Nordeste, principalmente no estado de Pernambuco, com 41,3 homicídios a cada 100 mil habitantes. No Centro-oeste também observamos taxas mais elevadas (23,13) que no restante do país (20,94), contudo mais bem distribuídas ao longo das microrregiões. A região Sul, por sua vez, é a região que apresenta menor taxa nacional, com 14,79. Em relação ao Norte, vemos despontar algumas microrregiões com taxas mais altas, sobretudo no estado do Pará e Roraima. Também importante observar que há muitas microrregiões em que as taxas são relativamente baixas, concentradas principalmente no Sudeste e Nordeste. À primeira vista, microrregiões com taxas mais altas estão circundadas por microrregiões também com taxas mais elevadas, e vice-versa.

O ano de 2000, por sua vez, parece intensificar o padrão observado no ano de 1991, com elevação das taxas de mortalidade por homicídios a cada 100 mil habitantes nessas mesmas microrregiões, aumentando cerca de 30% em âmbito nacional. Apesar de poucas mudanças nos estados das regiões Sul e Norte, o mesmo não se pode dizer das demais regiões. No Nordeste, por exemplo, vemos que no estado de Pernambuco (56,17) as microrregiões continuam a apresentar altas taxas, contudo, soma-se a isso o fato de que regiões a sua volta também aumentaram suas taxas de mortalidade, em especial o estado do Ceará, uma vez que apresentou taxa de 17,11 frente a 9,53 observado em 1991. Já nas microrregiões do Centro-Oeste o aumento generalizado das taxas é bem notável, com destaque para Mato Grosso de Mato Grosso do Sul, com crescimento de respectivamente 45% e 83,5% nas taxas de mortalidade por homicídios a cada 100 mil habitantes. Quando analisamos a Região Sudeste, por sua vez, apesar de visualmente apresentar poucas mudanças, em todos os seus estados constituintes as taxas aumentaram, com destaque para Minas Gerais (54%).

Por fim temos o ano de 2010. À primeira vista vemos que houve uma generalização da violência em todas as direções em todas as regiões brasileiras. Áreas até então pouco atingidas com o problema dos homicídios começam a sofrer com maiores taxas, isso fica bem claro quando olhamos as regiões Norte, Nordeste e Sudeste e comparamos com os mapas dos anos anteriores. Contudo, cabe ressaltar que nesse período 2000-2010 apenas a Região Sudeste como um todo diminuiu sua taxa de mortalidade, passando de 37,38 para 20,57 a taxa de homicídios por 100 mil habitantes. Destaca-se também o maior número de microrregiões no litoral como um todo, bem como a elevação significativa das taxas no Pará quase a totalidade, alcançando consideráveis 46,38 homicídios a cada 100 mil habitantes no estado.

Analisando os três mapas conjuntamente também podemos verificar outros pontos muito interessantes: 1) a violência constante representada por altas taxas no estado de Pernambuco durante todo o período, bem como no litoral brasileiro; 2) a migração da violência para áreas não tão populosas, como era antes o padrão, sugerindo um espalhamento generalizado e; 3) a correlação espacial aparente dessas taxas.

Figura 2 - Evolução da mortalidade por homicídios nas microrregiões brasileiras (1991-2010) – Óbitos por 100 mil habitantes



Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

A tabela 2 também nos traz algumas informações descritivas importantes. Em linha com as análises dos gráficos e mapas anteriores, temos o aumento da média e da mediana, bem como os valores do primeiro e terceiro quartis, indicando claramente que houve um aumento geral das taxas observadas de homicídios a cada 100 mil habitantes

nas microrregiões brasileiras. A magnitude desse aumento, no que diz respeito a média, foi de cerca de 61% no período. Em relação a variância, temos que o seu aumento deve significar um aumento da heterogeneidade dessas taxas nas regiões. Apesar do espalhamento da violência observado nos mapas, a variância nos indica maior volatilidade dessas taxas nas microrregiões e que, apesar do crescimento generalizado das taxas, em algumas regiões esses valores cresceram em proporções maiores que em outras. Essa aparente contradição se deve, sobretudo ao intervalo das taxas usadas como parâmetros dos mapas, não captando com precisão esse efeito.

Tabela 2 - Análise descritiva das taxas de mortalidade por acidentes de transporte a cada 100 mil habitantes.

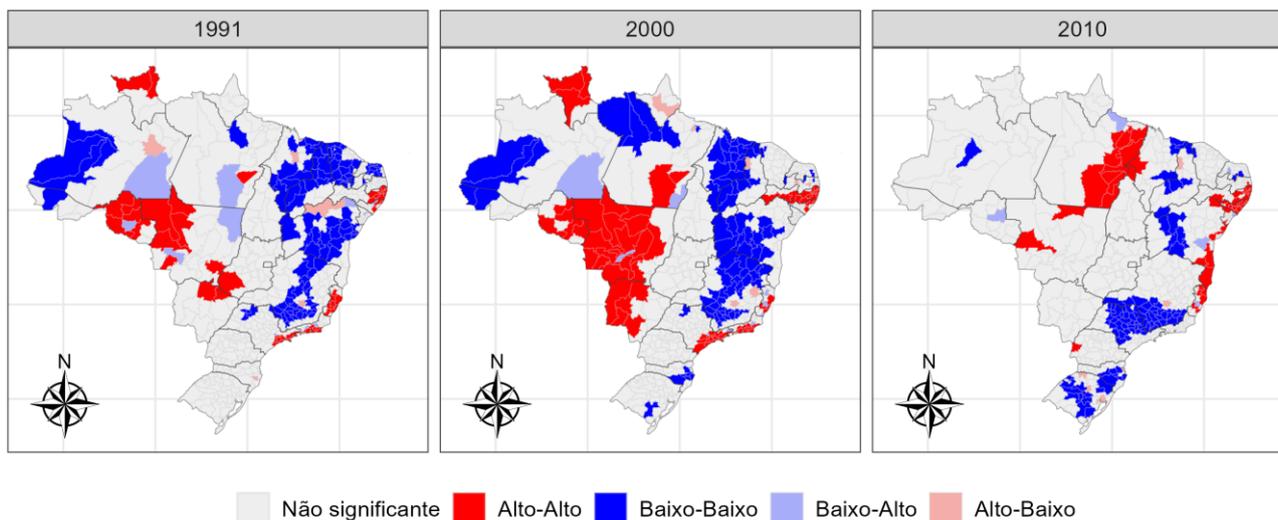
| | Mínimo | Máximo | Média | Mediana | Desvio padrão | 1º Quartil | 3º Quartil |
|------|--------|--------|-------|---------|---------------|------------|------------|
| 1991 | 0.00 | 109.74 | 12.88 | 9.81 | 12.492 | 4.02 | 17.46 |
| 2000 | 0.00 | 75.95 | 15.01 | 10.61 | 14.09 | 5.27 | 19.12 |
| 2010 | 0.00 | 97.28 | 20.81 | 16.71 | 14.66 | 10.69 | 27.45 |

Fonte: Elaboração a partir dos dados do SIM/DATASUS (2015).

Como observamos ao analisar a figura com os mapas anteriores, microrregiões com taxas mais elevadas a princípio estão circundadas por regiões também com taxas mais altas, assim como o contrário, logo, com o intuito de verificar estatisticamente essa relação, está disposto na figura 3 as estatísticas do I de Moran Local, com base em uma matriz Queen de vizinhança de primeira ordem. Na figura 3 podemos enxergar como se deu essa relação ao longo do período 1991-2010.

Antes, devemos mencionar que as estatísticas do I de Moran Global, que permite verificar se os nossos dados (no caso as taxas de homicídios a cada 100 mil habitantes) estão dispostos aleatoriamente no espaço, deram significativas (pseudo-significância) a 1% para todos os anos em questão, com seus valores (tabela 3) sempre acima de sua média esperada.

No ano de 1991, vemos que os aglomerados do tipo Baixo-Baixo, ou seja, microrregiões com baixas taxas circundadas com microrregiões com taxas mais baixas, são predominantes frente as do tipo Alto-Alto, bem como em todo o período. Outro detalhe diz respeito a região Sul, com quase nenhuma relação desse tipo significativa. Também, como é comum nesse tipo de análise, há poucas relações do tipo Baixo-Alto e Alto-Baixo, indicando que as relações em sua grande maioria ocorrem na mesma direção, sendo isso válido para todos os anos dispostos na figura 3.

Figura 3 – I de Moran Local**Tabela 3 – I de Moran Global e Quantidade de Microrregiões por Tipos de Aglomerados**

| | I de Moran Global | Não significativa | Alto-Alto | Baixo-Baixo | Baixo-Alto | Alto-Baixo |
|------|-------------------|-------------------|-----------|-------------|------------|------------|
| 1991 | 0,477 | 373 | 55 | 112 | 12 | 6 |
| 2000 | 0,587 | 362 | 80 | 98 | 11 | 7 |
| 2010 | 0,485 | 388 | 55 | 103 | 6 | 6 |

Em 2000 observamos mudanças nessas relações em um elevado número de microrregiões, aumentando as do tipo Alto-Alto, notadamente nos estados de Mato Grosso e Mato Grosso do Sul. Relações significativas do tipo Baixo-Baixo também cresceram nas microrregiões que envolvem os estados da Bahia e Minas Gerais, bem como relações significativas nesse sentido na Região Sul do país, antes não observadas.

Por fim, em 2010, vemos uma diminuição em número tanto dos aglomerados Alto-Alto como Baixo-Baixo. Aqui, cabe destacar o quase desaparecimento de aglomerados Alto-Alto no Centro-Oeste, o aparecimento de aglomerados Baixo-Baixo nas microrregiões da Região Sul e o aparecimento de mais aglomerados significativos do tipo Alto-Alto no litoral de parte das microrregiões do Sudeste e Nordeste. Ao final do período, como disposto na tabela 3, manteve-se a quantidade desses aglomerados como Alto-Alto (55), e diminuiu de 112 a 103 quando do Baixo-Baixo.

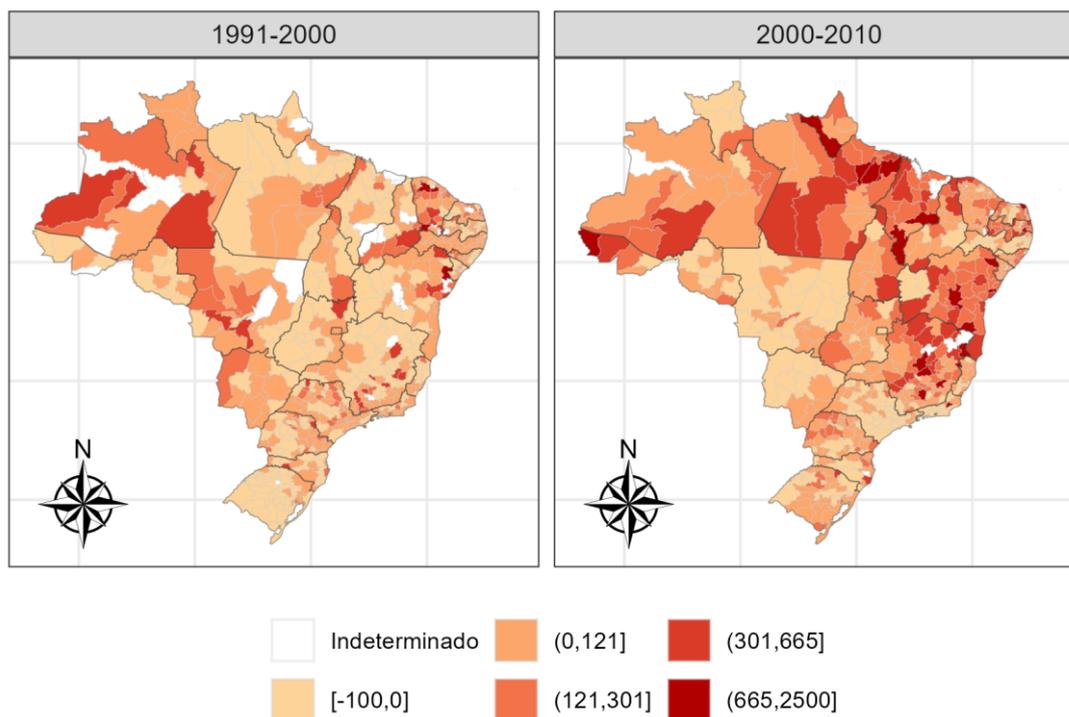
A variação dessas taxas de mortalidade nas microrregiões é outro ponto importante que devemos analisar. Na figura 4 temos representadas essas variações entre

os anos de 1991 e 2000, e 2000 e 2010. Devemos explicar, antes de tudo, que algumas microrregiões apresentaram taxas zero de mortalidade nos 1991 e 2000, impossibilitando-nos o cálculo da taxa de variação, sendo essas microrregiões, portanto indicadas na figura como “Indeterminado”.

Em linha com a análise da figura 2, esses mapas permitem verificar em quais microrregiões o avanço (diminuição) da mortalidade se deu, bem como em que magnitude. Entre os anos 1991-2000, vemos que em grande parte houve variação negativa das taxas de mortalidade por homicídios, sobretudo na Região Sul. Por sua vez, nas regiões Norte, Nordeste e Centro-Oeste (com exceção de Goiás) temos predominantemente variações positivas nas microrregiões. Em relação a esse processo, cabe destacar que em algumas dessas microrregiões as variações passaram dos 300%, concentradas principalmente nos estados do Amazonas, Mato Grosso, Região Nordeste e alguns pontos no Sudeste.

Quando olhamos para o período 2000-2010 vemos nitidamente que as Regiões Norte (+96,6%) e Nordeste (+79,8%), bem como o estado de Minas Gerais (+54,24%), apresentaram maiores variações que o restante do país. O destaque entre as microrregiões fica por conta da microrregião de Nanuque, em Minas gerais, com variação positiva na ordem 2500%, passando de 0,86 para 21,89 homicídios a cada 100 mil habitantes. E entre os estados, a Bahia foi o que mais aumentou, com significativos 33,3%. Em geral, temos uma menor quantidade de microrregiões em que se apresentaram queda nas taxas nesse período.

Portanto, a dinâmica observada nesse período, indica claramente efeitos de contágio e a formação de clusters de violência “em áreas que nos últimos anos apresentaram algum dinamismo econômico ou reorganização do espaço em virtude de mudanças em suas formas de usos e funções” (ANDRADE & DINIZ, 2013), bem como uma migração da violência em direção as regiões mais vulneráveis do país, indicando que tais regiões sofrem com a falta de atuação do Estado (UCHOA & MENEZES, 2011).

Figura 4 – Variações % das taxas de mortalidade por homicídios

4.2 PROJEÇÕES

Os resultados se dividem em duas subseções: a primeira diz respeito à avaliação das previsões realizadas pelos diferentes modelos, visando verificar qual classe de modelo possui melhor poder preditivo, ARIMA ou suavização exponencial e também considerando as metodologias de agregação/desagregação hierárquica, bem como os diferentes horizontes de previsão aqui analisados.

Os horizontes de previsão considerados foram de 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7 e 8 anos à frente em relação à última observação dos dados de dentro da amostra. Para avaliar as previsões, fizemos previsões fora da amostra para todos os modelos, onde o processo de estimação consistiu em estimar a previsão para cada horizonte de tempo, computar o erro, calcular as estatísticas de magnitude do erro e então aumentar a amostra em uma observação nos dados observados, e em seguida repetir todo o processo. Ao final desse processo, calculamos então a média dessas estatísticas para cada horizonte de tempo para cada modelo testado. Como usamos os anos de 2007 a 2014 para testar as previsões em face dos dados observados, para o nosso caso realizamos então: 8 previsões para o horizonte de 1 ano a frente, 7 previsões para o horizonte de 2 anos, 6 para 3 anos, 5 para 4 anos, 3 para 6 anos, 2 para 7 e por fim uma previsão 8 anos, totalizando 32 previsões para cada modelo para cada tipo de agregação/desagregação ao longo da hierarquia.

A estatística de magnitude de erro escolhida foi o MAPE (*Mean Absolute Error Percentage*), uma medida de que se baseia no erro percentual de previsão. A sua representação matemática possui a seguinte forma.

$$MAPE = \frac{\sum_t |p_t|}{T}$$

Na segunda seção mostramos quais as previsões para os próximos 8 anos tanto do número de óbitos absolutos como das taxas para os componentes da hierarquia bem como a avaliação dos modelos.

4.2.1 Avaliação das projeções

Na tabela 5 apresentamos os resultados do MAPE para cada horizonte de previsão de acordo com cada modelo tanto de estimação como de agregação/desagregação ao longo da hierarquia.

As medidas mostram que para o Brasil como um todo, considerando o horizonte de apenas um mês a frente, o modelo que apresentou o menor erro percentual médio absoluto foi o modelo ARIMA Bottom-up, com apenas 2,88%, o mesmo acontecendo em todos os outros horizontes de previsões. Desta forma, em média, considerando todos os períodos analisados, o modelo que melhor prevê foi o ARIMA Bottom-up, com 3,65% de erro.

A análise é a mesma para as demais hierarquias, por exemplo, considerando agora as previsões para as Grandes Regiões como um todo, para 1, 2, 4, 5 e 8 períodos a frente de previsões, o melhor modelo foi o ARIMA Optimal, contudo para os horizontes de 3, 6 e 7 anos à frente o melhor modelo foi o ARIMA Bottom-up.

Por fim, no último nível da hierarquia, os modelos da família ARIMA são dominantes, registrando os menores erros percentuais absolutos em todos os horizontes de previsão com exceção de 1 período a frente, mesmo assim ficando muito perto desse. Na média geral desse nível, o melhor modelo foi ARIMA Bottom-up, com erro médio de 18,28% frente 24,14% do modelo SE Top-down HP F, caracterizando significativa diferença

Importante notar que à medida que o horizonte de previsão avança, ambos os modelos perdem precisão, uma vez maiores os períodos de estimativas, maior a incerteza associada.

De maneira geral, em todos os níveis da hierarquia, bem como em todos os horizontes de previsão, os modelos ARIMA se saíram melhores, com destaque para a agregação do tipo Bottom-up, sendo, portanto, a escolha para se realizar as projeções de óbitos nesse trabalho.

Tabela 4 – MAPE dos diferentes modelos ARIMA e SE para os níveis e horizontes de previsão

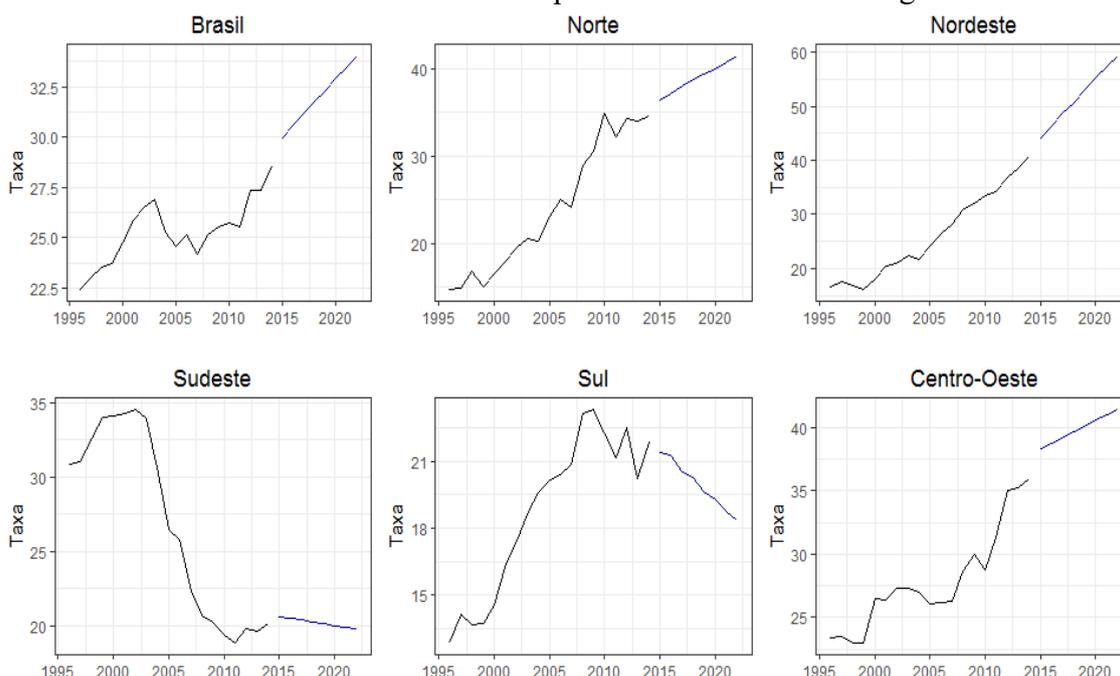
| | Método | 1 | | 2 | | 3 | | 4 | | 5 | | 6 | | 7 | | 8 | | Média | |
|-----------------|---------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|--------------|-------|
| | | ARIMA | SE | ARIMA | SE |
| TOTAL | Optimal | 2,88 | 15,50 | 3,05 | 17,04 | 3,75 | 18,68 | 3,72 | 20,50 | 4,43 | 22,19 | 5,45 | 23,72 | 7,18 | 25,45 | 5,29 | 27,26 | 4,47 | 21,29 |
| | Bottom-up | 3,35 | 15,23 | 3,18 | 16,93 | 3,02 | 18,80 | 3,21 | 20,94 | 4,03 | 23,03 | 4,02 | 25,05 | 4,76 | 27,37 | 3,59 | 29,88 | 3,65 | 22,15 |
| | Top-down HP A | 15,18 | 14,78 | 16,53 | 15,94 | 17,95 | 17,14 | 19,52 | 18,51 | 20,92 | 19,69 | 22,13 | 20,68 | 23,50 | 21,83 | 24,91 | 23,02 | 20,08 | 18,95 |
| | Top-down HP F | 15,18 | 14,78 | 16,53 | 15,94 | 17,95 | 17,14 | 19,52 | 18,51 | 20,92 | 19,69 | 22,13 | 20,68 | 23,50 | 21,83 | 24,91 | 23,02 | 20,08 | 18,95 |
| | Top-down FP | 15,18 | 14,78 | 16,53 | 15,94 | 17,95 | 17,14 | 19,52 | 18,51 | 20,92 | 19,69 | 22,13 | 20,68 | 23,50 | 21,83 | 24,91 | 23,02 | 20,08 | 18,95 |
| Grandes Regiões | Optimal | 5,44 | 17,86 | 6,72 | 19,05 | 8,50 | 20,61 | 9,97 | 22,50 | 10,85 | 24,50 | 12,99 | 26,69 | 14,96 | 29,21 | 16,35 | 32,31 | 10,72 | 24,09 |
| | Bottom-up | 5,50 | 17,34 | 6,75 | 18,69 | 8,34 | 20,45 | 10,24 | 22,49 | 11,10 | 24,62 | 12,91 | 26,84 | 13,54 | 29,36 | 16,87 | 32,41 | 10,66 | 24,03 |
| | Top-down HP A | 29,77 | 21,23 | 31,36 | 20,95 | 32,89 | 20,99 | 34,06 | 21,21 | 35,39 | 21,40 | 36,88 | 21,43 | 38,49 | 21,65 | 36,40 | 22,16 | 34,41 | 21,38 |
| | Top-down HP F | 20,24 | 20,14 | 20,08 | 19,91 | 20,15 | 19,92 | 20,43 | 20,13 | 20,65 | 20,31 | 20,74 | 20,34 | 21,18 | 20,65 | 22,13 | 21,36 | 20,70 | 20,34 |
| | Top-down FP | 16,81 | 17,37 | 17,65 | 18,25 | 18,91 | 19,52 | 20,55 | 21,04 | 22,21 | 22,61 | 23,90 | 24,35 | 25,93 | 26,36 | 28,39 | 28,96 | 21,80 | 22,31 |
| Estados | Optimal | 8,99 | 30,57 | 12,13 | 32,69 | 15,01 | 35,08 | 17,68 | 37,72 | 19,98 | 40,40 | 23,24 | 43,11 | 24,29 | 46,13 | 25,21 | 49,65 | 18,32 | 39,42 |
| | Bottom-up | 9,03 | 29,44 | 11,90 | 31,40 | 14,74 | 33,70 | 17,01 | 36,34 | 19,38 | 39,05 | 21,99 | 41,78 | 25,57 | 44,82 | 26,61 | 48,20 | 18,28 | 38,09 |
| | Top-down HP A | 31,47 | 24,86 | 32,93 | 24,75 | 34,18 | 24,68 | 35,24 | 24,86 | 36,54 | 25,07 | 37,81 | 25,24 | 39,65 | 25,79 | 37,50 | 26,36 | 35,67 | 25,20 |
| | Top-down HP F | 23,97 | 23,84 | 23,84 | 23,66 | 23,77 | 23,53 | 24,02 | 23,70 | 24,33 | 23,93 | 24,65 | 24,17 | 25,36 | 24,80 | 26,20 | 25,50 | 24,52 | 24,14 |
| | Top-down FP | 29,41 | 30,19 | 31,13 | 32,02 | 33,24 | 34,06 | 35,57 | 36,35 | 38,00 | 38,66 | 40,61 | 40,99 | 43,47 | 43,59 | 46,64 | 46,66 | 37,26 | 37,81 |
| Média | Optimal | 5,77 | 21,31 | 7,30 | 22,93 | 9,09 | 24,79 | 10,46 | 26,91 | 11,76 | 29,03 | 13,89 | 31,17 | 15,48 | 33,60 | 15,62 | 36,41 | 11,17 | 28,27 |
| | Bottom-up | 5,96 | 20,67 | 7,28 | 22,34 | 8,70 | 24,32 | 10,15 | 26,59 | 11,50 | 28,90 | 12,97 | 31,22 | 14,62 | 33,85 | 15,69 | 36,83 | 10,86 | 28,09 |
| | Top-down HP A | 21,50 | 20,29 | 22,63 | 20,55 | 23,86 | 20,94 | 24,69 | 21,53 | 26,01 | 22,05 | 27,58 | 22,45 | 30,08 | 23,09 | 25,59 | 23,85 | 25,24 | 21,84 |
| | Top-down HP F | 19,80 | 19,59 | 20,15 | 19,83 | 20,62 | 20,20 | 21,32 | 20,78 | 21,97 | 21,31 | 22,50 | 21,73 | 23,35 | 22,43 | 24,41 | 23,29 | 21,76 | 21,14 |
| | Top-down FP | 20,47 | 20,78 | 21,77 | 22,07 | 23,36 | 23,57 | 25,21 | 25,30 | 27,04 | 26,99 | 28,88 | 28,67 | 30,97 | 30,60 | 33,31 | 32,88 | 26,38 | 26,36 |

4.3 PREVISÕES PARA O PERÍODO 2015-2022

Depois de verificar quais os melhores modelos de previsão na seção anterior, vamos agora mostrar quais as previsões para os próximos 8 anos à frente da última observação dos dados (2014) para todos os níveis da hierarquia: Brasil, Grandes Regiões e Unidades Federativas.

De início, temos as projeções das taxas de mortalidade por homicídios a cada 100 mil habitantes para os dois primeiros níveis. Para o Brasil, vemos no gráfico 3^a que as previsões seguem uma tendência ascendente em todo o período, reflexo dos últimos dados históricos. As taxas passam de 28,53 óbitos a cada 100 mil habitantes para 34,06 ao final do período, no ano de 2022, representando uma variação significativa de 19,39%. Ao longo do período, a variação das taxas anuais é decrescente, variando 4,9% entre 2014/2015 e diminuindo para 1,7% em 2021/2022.

Gráficos 3A – 3F: Previsões para o Brasil e Grandes Regiões



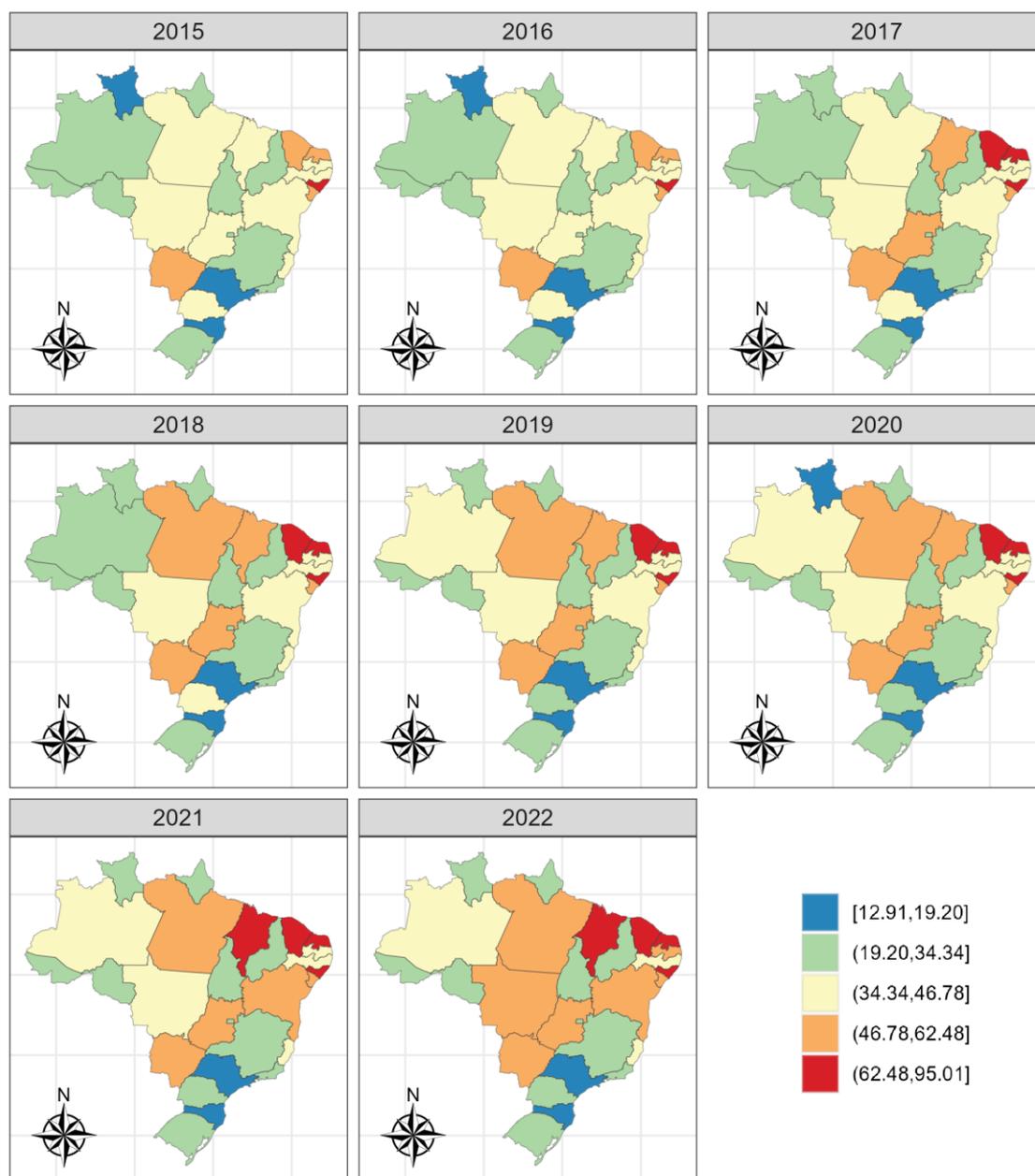
Em relação as Grandes Regiões, o destaque negativo cabe ao Nordeste, com variação positiva no período na ordem de 46,13%. Tal resultado, no entanto não possui uma taxa de variação linear entre os anos, mas decrescente, com pico de variação entre os anos 2014/2015, com 8,48%. Ao final, a região chega a marca de 59,41 óbitos a cada 100 mil habitantes, maior taxa entre todas as outras Grandes Regiões. Em relação aos seus estados constituintes, por sua vez, chama atenção a tendência de crescimento das taxas de mortalidade em todos as suas unidades federativas. O maior crescimento

percentual aponta para o estado do Rio Grande do Norte, com significativos 102,16% em um período de apenas 8 anos, atingindo uma taxa de 95,01 óbitos a cada 100 mil habitantes. Logo em seguida temos o Maranhão, com variação de 98,14% e o Ceará com 62,04%, representando ao final do período taxas de mortalidade de 71,06 e 84,74. O estado que apresentou a menor foi Pernambuco, que entre 2014 e 2022 apresentou tendência de crescimento de apenas 2,85%.

Seguido do Nordeste, temos a região Norte. Entre 2014 e 2022, as projeções indicam crescimento de 22,28% no período, atingindo 3,67 óbitos a cada 100 mil habitantes. No entanto, faz-se a ressalva de que é na região Norte em que o número de subnotificações apresenta o seu maior problema, logo, parte desse crescimento previsto pode ser resultado das melhorias dos registros de óbitos que se acompanha naturalmente com o tempo. No geral, temos o Norte como o 2º relativo as variações no período. Entre os estados do Norte, por sua vez, com exceção do Amazonas e Pará, as projeções indicam queda nas taxas se comparado ao último ano observado, com destaque para Roraima, com diminuição de 27,84% no período. Amazonas e Pará indicam crescimento nas taxas de mortalidade, saindo de 32,01% e 42,64% em 2014 para 36,52% e 53,04% em 2022, respectivamente.

Finalizando com as regiões com aumento nas taxas temos a região Centro-Oeste, passando de 35,94 óbitos a cada 100 mil habitantes em 2014 para 41,45% em 2022, registrando aumento de 5,51 pontos percentuais. Assim como no Nordeste, no Centro-Oeste as variações das taxas seguem uma dinâmica decrescentes, apesar de positivas em todo o período analisado. Contudo, quando partimos para o nível inferior, podemos inferir que a tendência de alta verificada para a região como um todo é devida aos estados de Mato Grosso e Goiás, uma vez o Distrito Federal e o estado de Mato Grosso do Sul indicam tendência de queda até 2022.

Figura 5 – Previsões para as Unidades Federativas



Em tendência oposta podemos observar as regiões Sul e Sudeste. Na primeira temos em todo o período quedas nas taxas de óbitos, como podemos ver na linha em azul do respectivo gráfico. Se consideramos o último ano do dado observado (2014), temos uma variação total negativa em 15,99% em 2022, saindo de uma taxa de 21,88 para 18,38. Ao olharmos todo o período da série temporal, vemos a formação de “U” invertido, com grande crescimento das taxas ao longo da década de 2000, para começar o declínio na década seguinte, como indicam as projeções. No nível mais baixo, o estadual, o destaque fica para a significativa tendência de queda no estado do Paraná, indicando variação negativa na ordem de 58% em 2014 e 2022. Contudo, no Rio Grande do Sul e em Santa

Catarina há tendência de crescimento das taxas de mortalidade. Cabe ressaltar, no entanto, que a Região Sul como um todo apresentam as menores taxas de mortalidade a cada 100 mil habitantes se comparado ao resto do país.

Por fim, na região Sudeste, as projeções indicam continuidade na queda das taxas observada nos últimos anos, mesmo que no de 2015 a taxa estimada possa crescer 2,29% frente a 2014. No restante do período, as taxas de variações são negativas, com média - 0,59% entre 2016 e 2022. Ressalta-se que a região Sudeste já passou por um processo acentuado de declínio das taxas de homicídios a cada 100 mil habitantes ao longo da década de 2000 e, ainda, que tal tendência tende a continuar ao longo de período analisado, mas com menor intensidade. Por fim, vale destacar que a dinâmica projetada para todos os seus estados é de queda, sendo a única região do país a apresentar tal tendência. Outro ponto importante a verificar também é a baixa taxa do estado de São Paulo ao final do período, com 12,06 óbitos a cada 100 mil habitantes, a menor taxa do país.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Esse trabalho buscou analisar a dinâmica das taxas de mortalidade a cada 100 mil habitantes ao longo do espaço e do tempo no Brasil. Ao fim, é possível verificar um crescimento das taxas em ambos os aspectos na maioria das regiões brasileiras. Tanto na análise exploratória como as projeções, o resultado geral é preocupante. O Brasil vem apresentando taxas crescente de mortalidade violenta em regiões em que até a pouco eram tidas como pacíficas. O destaque fica sobretudo para o Nordeste, que viver uma onda epidêmica do problema, com cenários futuros apontando para piora em todos os seus estados constituintes.

A dinâmica observada, sobretudo ao longo do espaço, é a da interiorização da violência, uma vez que ao longo do tempo ela vem avançando nos interiores dos estados brasileiros e em lugares afastados dos grandes centros populacionais e econômicos. Tal interpretação está em linha com o encontrado por Waiselfisz (2014) e Cerqueira et al (2013), onde pontuam o alastramento do crime organizado ligada a drogas ilícitas no interior do país. As previsões realizadas neste trabalho indicam para o mesmo ponto: estados não centrais acabaram por registrar maiores tendência de crescimento das taxas de mortalidade a cada 100 mil habitantes.

Outro ponto importante quando ao aspecto espacial é a concentração dessas taxas ao longo do país, formando muitas vezes “aglomerados de violência”. Essa dinâmica característica também aponta para a interiorização da mortalidade por homicídios, indicando que tais movimentos de crescimento estejam correlacionados espacialmente e portanto, pode haver causas ligadas as interações entre os espaços regionais, como por exemplo, algum movimento de atração da violência entre esses aglomerados.

Há, no entanto, alguns pontos positivos. Vemos no Sudeste grande recuo das taxas, sobretudo no estado de São Paulo. O estado parece estar caminhando na direção certa quanto ao combate a violência, indicada também pelos resultados das projeções. Outro estado que também cabe destacar é o Paraná, que apesar das oscilações, tem sua dinâmica indicando queda sistemática para os próximos anos das taxas de mortalidade por homicídios. Ao final, as projeções indicam queda para 11 unidades federativas brasileiras.

Por fim, esse trabalho vem chamar atenção da necessidade ao combate a violência no país. Nossos resultados mostram, assim como o de alguns autores (UCHOA & MENEZES, 2011; ANDRADE & DINIZ, 2013), que as políticas públicas direcionadas devem levar em conta o comportamento dessas altas taxas ao longo do espaço e do tempo, sem, contudo, deixar de buscar conhecer e resolver suas causas locais/regionais e atenuar suas consequências para o benefício da sociedade como um todo.

6 REFERÊNCIAS

AIDAR, T.; SOARES, M.J.B. Desigualdade, vulnerabilidade social e a mortalidade por causas violentas no contexto metropolitano: o caso de Campinas, Brasil. In: Cunha, José Marcos Pinto da. (Org.). **Novas Metrôpoles Paulistas: População, vulnerabilidade e segregação**. 1ed. Campinas: Nepo/Unicamp, 2006, v. 1, p. 561-579.

ALMEIDA, E. S.; HADDAD, E. A.; HEWINGS, G. J. D. The spatial pattern of crime in Minas Gerais: an exploratory analysis. **TD Nereus**. São Paulo, 2003.

ANDRADE, L. T. de; DINIZ, A. M. A. A reorganização espacial dos homicídios no Brasil e a tese da interiorização. **Revista brasileira de Estudos Populacionais**, v.30, Sup, p.S171-S191, 2013.

ANDRADE, S. M.; SOARES, D. A.; SOUZA, R. K. T.; MATSUO, T.; SOUZA, H. D. Homicídios de homens de quinze a 29 anos e fatores relacionados no estado do Paraná, de 2002 a 2004. **Cien Saude Colet** 2011; 16(Supl.1):1281-1288.

- ANDRESEN, M. A. Unemployment, GDP, and Crime: The Importance of Multiple Measurements of the Economy. **Canadian Journal of Criminology and Criminal Justice**, vol. 57, 2015.
- ANSELIN, L.; COHEN, J.; COOK, D.; GORR, W.; TITA, G. Spatial analyzes of crime. In: **Criminal Justice 2000**, Volume 4, Measurement and Analysis of Crime and Justice, edited by David Duffee, Washington, DC: National Institute of Justice, pp. 213-262, 2000.
- ASSUNÇÃO, R.; REIS, E. A. A new proposal to adjust Moran's I for population density. **Statistics in Medicine**, v. 18:16, 1999.
- BAUMER, E. P. An empirical assessment of the contemporary crime trends puzzle: A modest step towards a more comprehensive research agenda. In.: **Understanding crime trends**, 2008.
- CAMPOS, M. R. et al. Diferenciais de morbimortalidade por causas externas: resultados do estudo *Carga Global de Doenças* no Brasil. **Cad. Saúde Pública [online]**. 2015, vol.31, n.1, pp. 121-136. ISSN 0102-311X.
- CARDOSO, F. L. M. G.; CECCHETTO, F. R.; CORRÊA, J. S.; SOUZA, T. O. de. Homicídios no Rio de Janeiro, Brasil: uma análise da violência letal. **Ciência & Saúde Coletiva**, vol.21(4), 2016.
- CASTRO, M. S. M.; SILVA, B. F. A.; ASSUNÇÃO, R. M.; BEATO FILHO, C. C. Regionalização como Estratégia para a Definição de Políticas Públicas de Controle de Homicídios. **Cadernos de Saúde Pública**, 20(5), p. 1269-1280, 2004.
- CERQUEIRA, D.; MOURA R. L. de. Efeito da mudança demográfica sobre a taxa de homicídios no Brasil. **Anais do 43º Encontro Nacional de Economia ANPEC**, 2015.
- CHILTON, R. Age, sex, race, and arrest trends for 12 of the nation's largest central cities. In.: **The social ecology of crime**, p. 102-115. New York: Springer-Verlag, 1986.
- CHILTON, R.; SPIELBERGER, A. Is delinquency increasing? Age structure and the crime rate. **Social Forces**, v.49, p. 487-493, 1971.
- CLEVELAND, W. S.; DEVLIN, S. J. Locally-Weighted Regression: An Approach to Regression Analysis by Local Fitting. **Journal of the American Statistical Association**, 83 (403): 596-610 1988.
- COHEN, L. E., & LAND, K. C. Age structure and crime: Symmetry versus asymmetry and the projection of crime rates through the 1990s. **American Sociological Review**, v.52, p. 170-183, 1987.
- COLE, J. H.; GRAMAJO, A. M. Homicides Rates in a Cross-Section of Countries: Evidence and Interpretations. **Population and Development Review**, Volume 35, p. 749-779, 2008.
- DUARTE, E. C.; GARCIA, L. P; FREITAS, L. R. S.; MANSANO, N. H.; MONTEIRO, R. A.; RAMALHO, W. M. Associação ecológica entre características dos municípios e o risco de homicídios em homens adultos de 20-39 anos de idade no Brasil, 1999-2010. **Cien Saude Colet** 2012; 17(9):2259-2268.

- FOX, J. Demographics and U.S. Homicide, In: **The Crime Drop in America**, Blumstein and Wallman, eds, Cambridge: Cambridge University Press, 2000.
- FOX, J. A. **Forecasting crime data: An econometric analysis**. Lexington, MA: Lexington Books, 1978.
- FOX, J. A.; PIQUEO, A. R. Deadly Demographics: Population Characteristics and Forecasting Homicide Trends. **Crime & Delinquency**, 2003.
- FRIEDSON, M.; SHARKEY, P. Violence and neighborhood disadvantage after the crime decline. **ANNALS of the American Academy of Political and Social Science**, 660, 341-358, 2015.
- GARDNER, Jr, E. S. Exponential smoothing: the state of the art. **Journal of Forecasting**, 4, 1–28, 1985.
- GAWRYSZEWSKI, V. P.; COSTA, L. S. Homicídios e desigualdades sociais no Município de São Paulo. **Rev. Saúde Pública [online]**. 2005, vol.39, n.2, pp. 191-197. ISSN 0034-8910.
- GILLIS, A. R. Population density and social pathology: The case of building type, social allowance and juvenile delinquency. **Social Forces**, v.53: 306-314, 1974.
- GROSS, C., SOHL J. Dissagregation methods to expedite product line forecasting. **Journal of Forecasting**, vol.9, 233–254, 1990.
- HYNDMAN, R. J., AHMED R. A., ATHANASOPOULOS, G. Optimal combination forecasts for hierarchical time series. **Working paper 09/07**. Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, 2007.
- HYNDMAN, R. J., ATHANASOPOULOS, G. Forecasting principles and practice. **Publisher: OTexts**, October 17, 2013.
- HYDMAN, R. J., AHMED, R. A., ATHANASOPOULOS, G., SHANG, H. Optimal combination forecasts for hierarchical time series. **Computational Statistics and Data Analysis**, 55, 2579–2589, 2011.
- HYNDMAN, R. J., KOEHLER, A. B., SNYDER, R. D., GROSE, S. A state space framework for automatic forecasting using exponential smoothing methods. **International Journal of Forecasting**, 18, 439–454, 2002.
- IBGE. Projeções da População: Brasil e Unidades da Federação. **Série Relatórios Metodológicos**, vol. 40. Rio de Janeiro, 2013.
- IMRAN, M.; NASIR, J. A.; REHMAN, N. U. Reported Murdered Cases in Pakistan: Application of Seasonal Box-Jenkins Methods. **Asian Journal of Multidisciplinary Studies**, vol.4(5), 2016.

- KRUEGER, C. M.; GERBER, M. S. Identifying Correlates of Homicide Rates in Michoacán, Mexico. **Social Computing, Behavioral-Cultural Modeling, and Prediction**, vol. 9021, p. 321-326, 2015.
- LIMA, M. L. C. et al. Análise espacial dos determinantes socioeconômicos dos homicídios no Estado de Pernambuco. **Revista de Saúde Pública**, São Paulo, v.39, n.2, p.176-182, abr.2005.
- MAKRIDAKIS, S., WHEELWRIGHT, S. C., HYNDMAN, R. J. Forecasting: Methods and Application. 3ª ed. United States of America: **Ed. Wiley & Sons**, 1998, 642 p.
- McCALL, P. L.; LAND, K. C.; PARKER, K. F. Heterogeneity in the rise and decline of city-level homicide rates, 1976-2005: A latent trajectory analysis. **Social Science Research**, 40, 363-378, 2011.
- McDOWELL, D.; LOFTIN, C. Do US city crime rates follow a national trend? The influence of nationwide conditions on local crime patterns. **Journal of Quantitative Criminology**, 25, 307-324, 2009.
- MESSNEER, S. F. Poverty, inequality, and the urban homicide rate. **Criminology**, vol.20, p. 103-14, 1982.
- MORETTIN, P. A., TOLOI, C. M. M. **Análise de Séries Temporais**. 2ª ed. São Paulo/SP: Ed. Edgard Blüncher, 2006.
- NERI, M.; BARROS, R.; GROSNER, D.; MENDONÇA, R.; MASCARENHAS, A.; ROSALEN, A.; FRANCO, S. Juventude Levada em Conta – Demografia. **Secretaria de Assuntos Estratégicos**. Brasília – DF, 2013.
- NIVETTE, A. E. & EISNER, M. Do legitimate politics have fewer homicides? A cross national analysis. **Homicide Studies**, 2012.
- PARKER, K.; MCCALL, P. L. (1999). Structural conditions and racial homicide patterns: A look at the multiple disadvantages in urban areas. **Criminology**, 37, 447-473, 1999.
- PEGELS, C. C. Exponential smoothing: some new variations. **Management Science** nº 12, pp. 311–315, 1969.
- PEPPER, J. V. Forecasting Crime: A City-Level Analysis. In.: **Understanding Crime Trends: Workshop Report**, p.177-2019, 2008.
- PERES, M. F. T.; ALMEIDA, J. F.; VICENTIN, D.; CERDA, M.; CARDIA, N.; ADORNO, S. Queda dos homicídios no município de São Paulo: uma análise exploratória de possíveis condicionantes. **Rev bras epidemiol** 2011; 14(4):709-721.
- PNUD, IPEA, Fundação João Pinheiro. ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL. Rio de Janeiro, 2013. Acesso em: 14 de julho de 2015. Disponível em <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>.

PRIDEMORE, W. A. A methodological addition to the cross-national empirical literature on social structure and homicide: A first test of the poverty-homicide thesis. **Criminology**, v.46: 133-154, 2008

PROVENZA, M. M.; COSTA, J. F. da S.; NASCIMENTO, C. P. do; TONASSI, P. de R.; VERGARA, T. L. D. de. Análise estatística e previsão de séries temporais de roubos e furtos a transeuntes no município do Rio e Janeiro de 2009 a 2013. **Cadernos do IME – Série Estatística**, v.39, p.17-34, 2015.

ROLNIK, R. Exclusão territorial e violência. **São Paulo Perspect** 1999;13(4):100-11.

STANSFIELD, R.; ILLIAMS, K. R.; PARKER, K. F. Economic Disadvantage and Homicide: Estimating Temporal Trends in Adolescence and Adulthood. **Homicide Studies**, May 2016.

STEFFENSMEIER, D. J.; HARER, M. D. Did crime rise or fall during the Reagan presidency? The effects of an “aging” U.S. population on the nation’s crime rate. **Journal of Research in Crime & Delinquency**, v.28, p. 330-359, 1991.

TAYLOR, J. Exponential smoothing with a damped multiplicative trend. **International Journal of Forecasting**, 19, 715–725, 2003.

UCHOA, C. F.; MENEZES, T. A. de. Spillover Espacial da Criminalidade: Uma aplicação de Painel Espacial, para os Estados Brasileiros. In: **XL Encontro Nacional de Centro de Pós-Graduação em Economia - ANPEC**, 2012.

UURDANG, E. **Human behavior in the social environment**. Binghamton, NY: Haworth Press, 2002.

WAISELFISZ, J. J. Mapa da violência 2012: os novos padrões da violência homicida no Brasil. São Paulo: **Instituto Sangari**, 2011.

WAISELFISZ, J. J. **Mapa da Violência: Os Jovens do Brasil**. Brasília, 2014.

WHO - World Health Organization. **Global status report on violence prevention 2014**. Luxemburgo, 2014.

YOUNKER, B., CHON, D. S. & PELFREY, T. Governance, Deterrence, and National Homicide Rate. **Global Journal of Human Social Science Economics**, v.13(4), p.13-26, 2013.

MORTALIDADE POR ACIDENTES DE TRÂNSITO NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL

Renato Prado Siqueira⁷
Pedro Vasconcelos Maia do Amaral⁸
Bráulio Figueiredo Alves da Silva⁹

RESUMO:

Este trabalho buscou verificar quais os determinantes socioeconômicos em nível de microrregião das taxas de mortalidade por acidentes de transporte no Brasil, levando em consideração a estrutura espacial dos dados, bem como analisar a dinâmica espaço-temporal dessas taxas. Os resultados sugerem que, se levarmos em consideração a relação de “U” invertido encontrada na literatura entre renda e taxa de mortalidade ao longo do tempo (PAULOZZI et al, 2007; BISHAI, 2006; MOHAN, 2002, BECK et al, 2000, LAW et al, 2009, LAW et al, 2011), algumas microrregiões ainda passam pelo momento de crescimento da curva, enquanto outras, já mais bem desenvolvidas econômica e estruturalmente, parecem ter ultrapassado o “pico”, atingindo menores taxas de mortalidade por acidentes. Adicionalmente, a análise exploratória, bem como os modelos espaciais permitem inferir que essas microrregiões estão próximas umas das outras, caracterizando diferentes comportamentos e dinâmicas ao longo do espaço.

Palavras-chave: acidentes de trânsito, aglomerados, econometria espacial

ABSTRACT:

This study sought to determine which are the socioeconomic determinants of mortality rates from traffic accidents in Brazil's micro regions, considering the spatial structure, as well to analyze the spatio-temporal dynamics of these rates. The results suggest that, if we take into account the relationship of inverted "U" found in the literature between income and mortality rate over time (Paulozzi et al, 2007; Bishai, 2006; MOHAN, 2002 BECK et al, 2000, Law et al, 2009, Law et al, 2011) some micro-regions still are in the growth path of the curve, while others better developed economically and structurally regions, appear to have exceeded the "peak", presenting lower mortality rates from accidents. In addition, exploratory analyzing as well as the spatial models let us infer that such micro regions are close to each other, featuring different dynamic behaviors across space.

Keywords: traffic accidents, clusters, spatial econometrics

Classificação JEL: C21, I12, J11

⁷ Mestrando em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG. Email: rprado@cedeplar.ufmg.br

⁸ Professor Dr. do CEDEPLAR/UFMG. Email: pedrovma@cedeplar.ufmg.br

⁹ Professor Dr. Da FAFICH/UFMG. Email: braulio.fas@gmail.com

1 INTRODUÇÃO

Acidentes de transporte constituem a 8ª maior causa de mortalidade de jovens entre 15 e 29 anos no mundo (ONU, 2003; WHO, 2009), com estimativas indicando que alcançarão a 5ª posição já em 2030. Globalmente, essas ocorrências vitimam, a cada ano, cerca de 1,24 milhão de pessoas, apesar de esforços contínuos para a redução desses eventos (WHO, 2013). No Brasil, desde a década de 1980, já se contabilizam aproximadamente 1 milhão de mortes, configurando a segunda principal causa de mortalidade violenta no país – ficando atrás apenas dos homicídios (2,5 milhões). Além disso, de 2000 a 2012 houve crescimento de 36% no número de óbitos por acidentes de transporte, com destaque para o período de 2009-2012, em que as taxas saltaram de 20,2 para 23,7 mortes a cada 100 mil habitantes (WAISELFISZ, 2014). Esse índice é expressivamente maior que o verificado em países como Bélgica, Austrália e Argentina (WHO, 2013).

Enquanto no Brasil as taxas permanecem elevadas, em países desenvolvidos e com alto grau de motorização a tendência é de redução (WHO, 2013; ELVIK, 2010), de modo que esses países respondem por apenas 15% das mortes por acidentes de trânsito no mundo (ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD, 2004). Mesmo a adoção do novo Código de Trânsito Brasileiro (CTB) em 1998, com normas mais rígidas de segurança, maior fiscalização e punição, não tem sido suficiente para conter a crescente letalidade no trânsito (BACCHIERI & BARROS, 2011). Paralelamente, os custos sociais e econômicos se elevam: estima-se que, no Brasil, tais acidentes gerem prejuízos superiores a 27 bilhões de reais anualmente (IPEA, 2006). Em nível mundial, sobretudo em países em desenvolvimento, o custo pode chegar a 1% ou 2% do PIB, superando 100 bilhões de dólares anuais (WHO, 2009).

2 BREVE DISCUSSÃO TEÓRICA

Pesquisas iniciais, ainda nas décadas de 1980 e 1990, apontaram correlação positiva entre o PIB per capita e a mortalidade no trânsito, notadamente em contextos de rápida expansão da frota (SÖDERLUND & ZWI, 1995; WINTEMUTE, 1985). Em nações desenvolvidas, contudo, estudos como os de Baker et al. (1987) e Balarajan e McDowall (1988) identificaram o oposto: regiões mais ricas apresentavam taxas menores de acidentes fatais, provavelmente em virtude de investimentos em infraestrutura, maior

conscientização e tecnologias de segurança. De modo geral, o comportamento dos acidentes de transporte também varia conforme idade, sexo e aspectos culturais (MARIN & QUEIROZ, 2000); países com instituições sólidas tendem a controlar com mais eficácia comportamentos de risco, resultando em queda dos índices de mortalidade.

Diversos trabalhos realçam o efeito do desenvolvimento econômico sobre a mortalidade no trânsito, frequentemente descrito como um “U” invertido (PAULOZZI et al., 2007; BISHAI, 2006; MOHAN, 2002). Em um estágio inicial de crescimento, a combinação de maior renda e aumento súbito da frota gera incremento nos acidentes, até que melhorias em infraestrutura e regulamentações seguras conduzam a um declínio gradual. Evidências dessa dinâmica foram reportadas em países como Índia (GARG & HYDER, 2006), Lituânia (STRUKCINSKIENE et al., 2008) e, no âmbito de estudos multicêntricos, por Kropits e Cropper (2005) e Law et al. (2011). Ademais, pesquisas em cidades brasileiras, a exemplo de Presidente Prudente (MATSUMOTO & FLORES, 2012) e Salvador (OLIVEIRA et al., 2008), confirmam a dimensão espacial do fenômeno, localizando pontos de concentração de acidentes nas áreas centrais ou em zonas de maior fluxo populacional.

Ainda em âmbito nacional, alguns trabalhos recentes destacam o aumento da frota de motocicletas como fator-chave para a elevação dos óbitos no trânsito, sobretudo pela vulnerabilidade desse tipo de veículo (MARÍN-LEON et al., 2012; CORRÊA, 2009). Outros atributos socioeconômicos, como densidade demográfica, taxas de alfabetização e velocidade de crescimento econômico, também se relacionam positivamente às taxas de mortalidade por acidentes (DUARTE et al., 2002; DUARTE et al., 2008). Porém, a maioria desses estudos concentra-se em análises descritivas ou restritas a cidades específicas, e com atenção limitada às interdependências espaciais. Nesse sentido, o presente trabalho busca identificar, em escala de microrregião, os fatores socioeconômicos associados à mortalidade por acidentes de transporte, incorporando explicitamente a estrutura espacial dos dados. Por meio dessa abordagem, objetiva-se contribuir para a literatura e orientar a formulação de políticas que considerem, concomitantemente, as dimensões demográfica, econômica e territorial na prevenção de acidentes e redução de seus custos sociais.

3 METODOLOGIA

3.1 DADOS

Os dados de mortalidade por acidentes de trânsito utilizados neste trabalho são provenientes do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM/DATASUS). Há que se ressaltar alguns aspectos desses dados, principalmente no que diz respeito à sua qualidade, permitindo fazer um melhor recorte do período para análise.

As informações do SIM¹⁰ começaram a ser divulgadas em 1979. A coleta desses dados, bem como sua adequação aos números reais de óbitos no Brasil, foi evoluindo a partir de então. Frias et al (2014), ao analisarem e computarem os índices das informações de óbitos na década de 2000, chegaram aos resultados de que o índice de adequação do SIM passou de 73,9% para 89,1% entre os triênios de 1999-2001 e 2008-2010, crescimento liderado sobretudo pelas regiões Norte e Nordeste. Outro estudo também verificou grande incremento na melhora de coleta de dados de óbitos no Brasil, passando de 80% ao final da década de 80 para mais de 95% na década de 2000. Os autores, no entanto, ressaltam significativas diferenças regionais na coleta desses dados, principalmente no que diz respeito ao Norte e Nordeste, onde há ainda bastante espaço para melhora (LIMA & QUEIROZ, 2014). Por fim, estudo do próprio Ministério da Saúde (2014) indica que, em 2011, 94,2% dos óbitos em território nacional eram computados. Entre as regiões, a melhor colocada foi a região Sul, com 98,5% de cobertura, e a pior a região Norte, com 85,9%, seguida da Nordeste, com 88,8%, mostrando que essas duas regiões ainda sofrem com subnotificações.

Neste contexto, os dados utilizados nesse estudo são do período que compreende os anos de 2000 e 2010, com enfoque nesses dois últimos, por apresentarem uma melhor cobertura dos dados, permitindo análises mais precisas e, referem-se ao local de residência dos indivíduos. Dados de acidentes de transporte compreendem, segundo a Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde 10^a versão (CID), as categorias V01 a V99.

Uma vez que estamos interessados em buscar entender os determinantes sociais, demográficos e econômicos das taxas de mortalidade por acidentes, o olhar empreendido

¹⁰ Seus dados são resultados das Declarações de Óbitos (DO), que são preenchidos por agentes/funcionários de saúde do município, onde, nas secretarias de saúde municipais, após serem analisadas e processadas, são transferidas para o sistema estadual de informação sobre mortalidade, para então serem incorporadas ao Ministério da Saúde (WAISELFISZ, 2014).

neste trabalho não parte do indivíduo em si, mas sim das características regionais de onde se encontra. Dada a complexidade dos fatores individuais, a análise regional permite caracterizar melhor o efeito do ambiente social sobre as taxas de mortalidade, permitindo, portanto, ação direta de políticas públicas no combate com vistas a diminuição dessas taxas. Neste sentido, o recorte espacial utilizado neste trabalho será o de microrregião, pois ela permite verificar de forma mais consistente os determinantes dessas causas, uma vez que a análise em escala municipal está sujeita a oscilações mais bruscas das taxas de mortalidade. Tal fato registra-se, por exemplo, no grande número de municípios que não apresentam nenhum óbito relacionado a acidentes em determinado período, mas que em ano posterior apresentaram algum número, fazendo com que a variação não pudesse ser calculada. Desta forma, o uso da microrregião suaviza esse efeito, possibilitando conclusões mais precisas do ponto de vista regional e temporal.

Por sua vez, os dados das variáveis explicativas foram obtidos dos Censos Demográficos, através da plataforma do Atlas Brasil (PNUD, 2013), com exceção da variável de crescimento econômico, que foi construída a partir dos dados do IPEADATA. Como os dados censitários estão disponibilizados pela plataforma do Atlas Brasil para municípios, foi necessário realizar um processo de transformação das variáveis a partir de suas respectivas populações de referências, agregadas de acordo com a devida microrregião correspondente. Ressalta-se que os dados disponibilizados se referem a todos os 5565 municípios brasileiros para os anos censitários de 1991, 2000 e 2010. Ou seja, foi realizado um procedimento de “compatibilização espacial para os anos de 1991 e 2000”, uma vez que, nesses anos, o número de municípios era menor do que em 2010 (PNUD, 2013).

3.2 ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Visando descobrir e visualizar padrões espaciais e temporais, bem como sugerir algumas hipóteses explicativas de tais processos, empreende-se neste trabalho algumas análises exploratórias. Neste sentido, são construídos mapas coropléticos da variável dependente ‘taxa de mortalidade por acidentes de trânsito’, permitindo verificar ao longo do espaço como essas taxas de mortalidade variam entre as microrregiões, bem como dando indicativos de aglomerações no espaço e da dinâmica temporal dessas taxas.

Uma vez que análises exploratórias visuais por meio dos mapas coropléticos podem ser falhas no sentido da identificação de padrões espaciais (MESSNER et al, 1991), faz-se necessário usar testes estatísticos rigorosos neste sentido, identificando

devidamente esses aglomerados e, por sua vez, dando robustez às análises dos mapas. Para tanto, utilizam-se neste trabalho dois testes, um de cunho geral e ou outro local.

A estatística I de Moran Global (MORAN, 1948) tem por objetivo verificar se os dados como um todo estão distribuídos aleatoriamente no espaço, constituindo sua hipótese nula a aleatoriedade espacial, ou seja, os dados das microrregiões não são relacionados aos dados de suas vizinhas. Essa estatística assume a seguinte forma:

$$I = \frac{n \sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum \sum w_{ij} \sum (y_i - \bar{y})^2}, \text{ com valor esperado de: } \left[-1/(n - 1) \right].$$

em que n representa o número de unidades geográficas, y_i a taxa de mortalidade do local i e w_{ij} a matriz de pesos espaciais indicando a vizinhança de i e j . Se encontrarmos um valor significativamente maior que o seu valor esperado, temos uma autocorrelação espacial positiva, se encontramos um valor significativamente menor, temos uma autocorrelação espacial negativa entre as unidades de análise.

Como o I de Moran Global não possibilita a verificação da existência de aglomerados locais, ou seja, a observação de padrões regionalmente localizados, utilizamos ainda uma estatística que capte se as relações entre as microrregiões são estatisticamente significantes, ou seja, um indicador local de associação espacial (LISA) (ANSELIN, 1995). O LISA que usaremos neste trabalho trata-se de uma versão local do I de Moran Global derivada por Anselin (1995), assumindo a seguinte especificação:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

em que z_i e z_j são os desvios em torno da média das observações e o somatório em j incluindo somente os valores vizinhos do local i de cálculo da estatística. O I de Moran Local também nos possibilita decompor as relações locais significativas em 4 tipos de associações: Alto-Alto (microrregião com valor alto circundados por microrregiões com valores altos), Baixo-Baixo (microrregião com baixo valor com vizinhos também com baixos valores), Alto-Baixo (alto valor com vizinhos de baixos valores) e, finalmente, Baixo-Alto (baixo valor circundado por vizinhos com altos valores). Alto-Alto e Baixo-Baixo representam os aglomerados (*clusters*) espaciais, ou seja, constituem relações na mesma direção e, portanto, autocorrelação positiva, e Alto-Baixo e Baixo-Alto como

associações em direção opostas, ou seja, autocorrelação negativa entre as unidades locais ou *outliers* espaciais.

No presente estudo, considerando que a variável de interesse consiste em uma taxa (taxa de acides por transporte), optou-se por empregar a versão Bayesiana do I de Moran Local, conforme a proposta de Assunção e Reis (1999). Essa adaptação justifica-se pelo fato de que taxas podem apresentar variância muito heterogênea em função de diferentes tamanhos populacionais, levando a possíveis distorções na autocorrelação espacial quando áreas de pequena população exibem valores extremos por flutuação aleatória. A versão Bayesiana (também denominada abordagem de Empirical Bayes) procede à suavização das taxas, de modo que as regiões com populações menores não tenham peso excessivo no cálculo da estatística. Em termos gerais, cada taxa bruta y_i é transformada em uma taxa suavizada $\hat{\theta}_i$, puxada em direção a uma média ou valor global de referência, reduzindo a influência dos valores altamente instáveis. Então, o cálculo do I de Moran Local Bayesiano pode ser representado de forma conceitual por:

$$I_i^B = (\hat{\theta}_i - \theta_0) \sum_j w_{ij} (\hat{\theta}_j - \theta_0)$$

em que $(\hat{\theta}_i)$ é a taxa suavizada da região i , θ_0 corresponde a um valor de referência (por exemplo, a taxa global média) e w_{ij} indicam a vizinhança entre as microrregiões. Dessa maneira, obtém-se um indicador de autocorrelação espacial ajustado à natureza de variável do tipo “taxa”, minimizando o surgimento de clusters espúrios em locais com população muito pequena e permitindo uma interpretação mais confiável dos padrões espaciais de homicídios. Por fim, a disposição em mapas do I de Moran Local destaca as áreas onde há clusters significativos ou *outliers*, contribuindo para o delineamento de hipóteses explicativas e para a compreensão mais aprofundada dos processos em estudo.

3.3 PROCEDIMENTOS ECONOMETRICOS

Uma vez identificado que as relações de vizinhança entre as microrregiões são autocorrelacionadas espacialmente, tem-se subsídio para modelar de forma mais apropriada as relações entre a variável dependente e as variáveis independentes, sobretudo incorporando essa dependência espacial entre as observações. Não considerada, essa dependência acaba por violar os pressupostos clássicos de regressão, sobretudo no que diz respeito aos erros. Esse processo se daria na medida em que essas relações espaciais, uma vez não distribuídas aleatoriamente no espaço, induziriam

heterocedasticidade nos erros, como também autocorrelação residual (ANSELIN & BERA, 1998).

O primeiro passo, no entanto, consiste em estimar o modelo de mínimos quadrados ordinários. Apesar do I de Moran nos indicar se nossos dados são aleatoriamente distribuídos no espaço ou não, ele não tem a capacidade de nos dizer com qual tipo de dependência espacial estamos lidando (ANSELIN & REY, 1991). Neste sentido, usamos os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) e Multiplicador de Lagrange Robusto para identificar dependência espacial na forma de defasagem (lag) espacial e/ou erro espacial.

Uma vez feitos os testes, e indicado pelos testes LM a presença e o tipo de dependência espacial, partimos para a modelagem espacial propriamente dita, caso necessário. Assim, os modelos do tipo SAR (*spatial autoregressive*) são os principais modelos utilizados quando da presença de autocorrelação espacial, mesmo quando se controla para outras variáveis explicativas. Tais modelos podem assumir três formas, sendo elas a de modelo de lag espacial, modelo de erro espacial e o modelo que combina essas duas formas, um modelo de lag e erro espacial. O modelo lag incorpora na regressão as relações de vizinhança entre as unidades de nossas observações, representado na forma de Wy , ou seja, uma associação linear entre os valores observados da variável dependente e a matriz de vizinhança, sugerindo um processo de difusão de uma microrregião para outra. Importante ressaltar aqui que infraestrutura viária e fatores culturais, bem como demais efeitos espaciais, estariam representados por essa lag espacial (BALLER & RICHARDSON, 2002). O modelo de erro, por sua vez, indica que temos variáveis espaciais omitidas ou não mensuráveis que são preditoras dos acidentes. (ANSELIN & BERA, 1998).

O modelo de lag espacial (SLM) é representado pela seguinte forma matricial:

$$y = \rho Wy + X\beta + \varepsilon$$

em que y é o vetor de tamanho $N \times 1$ das nossas observações de variável dependente, β o vetor de coeficientes $K \times 1$ das variáveis explicativas, X uma matriz $N \times K$ contendo as observações das variáveis independentes e o termo constante, ε o vetor $N \times 1$ de erros no local i , ρ como o coeficiente autorregressivo espacial, que capta o efeito espacial da vizinhança em y_i e W a matriz de pessoas espaciais.

Já o modelo de erro espacial (SEM) é especificado da seguinte forma:

$$y = X\beta + \varepsilon, \text{ em que:}$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + \xi$$

em que λ é o coeficiente autoregressivo e ξ o erro idiossincrático.

3.3.1 Heterogeneidade espacial

Para investigar os determinantes socioeconômicos e demográficos relacionados à mortalidade por acidentes de transporte, foram selecionadas variáveis independentes que captam diferentes aspectos das microrregiões brasileiras em dois regimes espaciais – anos de 2000 e 2010. A primeira variável, *rendapc* (renda per capita), corresponde ao rendimento médio por habitante e pode se relacionar tanto ao acesso a melhores condições de infraestrutura e serviços de saúde quanto à possibilidade de aquisição de veículos, influenciando a frequência e a gravidade dos acidentes. Já *tanalf* (taxa de analfabetismo) diz respeito ao grau de instrução da população, cuja deficiência tende a reduzir a conscientização sobre normas de segurança viária, refletindo em maiores riscos de sinistros. Além disso, considerou-se *tpopmascjov* (proporção de homens jovens), dada a suscetibilidade desse grupo a comportamentos de risco no trânsito, potencializando o envolvimento em acidentes fatais.

No que se refere aos fatores urbanos, *txurb* (taxa de urbanização) indica o percentual da população em áreas urbanas, contexto em que se concentram fluxos intensos de veículos e pedestres, podendo aumentar a probabilidade de acidentes. Entretanto, regiões mais urbanizadas podem dispor de melhor sinalização e serviços de emergência, atenuando tais riscos. O *cecon* (taxa de crescimento econômico), por sua vez, reflete o incremento da atividade econômica em cada microrregião; locais com expansão mais acelerada costumam registrar maior volume de veículos e pessoas em trânsito, o que tende a influenciar a dinâmica dos acidentes. Outro aspecto considerado foi *dens* (densidade populacional), estimada pelo número de habitantes por quilômetro quadrado, pois áreas com população concentrada frequentemente apresentam tráfego intenso e riscos ampliados de colisões, embora a redução de velocidade nesses contextos possa, em contrapartida, diminuir a gravidade dos acidentes.

Por fim, foram incluídas duas variáveis que traduzem o grau de motorização local: *tmothab* (motocicletas por habitante), que enfatiza a quantidade relativa de motocicletas na população, veículo notoriamente mais vulnerável e associado a maior letalidade, e *tveihab* (veículos por habitante), indicador do total de veículos de passeio

em circulação, cujo crescimento implica maior congestionamento e probabilidade de ocorrências de trânsito. Essas variáveis, em conjunto, abrangem aspectos econômicos, educacionais, populacionais e de infraestrutura viária, considerados essenciais para explicar a dinâmica da mortalidade por acidentes de transporte em diferentes contextos e períodos. Como as variáveis que medem o grau de motorização estão disponíveis apenas para os anos de 2000 e 2010, será feito apenas a estimação desse modelo, que constitui dois regimes.

Apresentada a especificação, uma regressão espacial com dois regimes do tipo SLM pode ser expressa como:

$$\text{Regime 1: } y_1 = \rho W_1 y_1 + X_1 \beta_1 + \varepsilon_1$$

$$\text{Regime 2: } y_2 = \rho W_2 y_2 + X_2 \beta_2 + \varepsilon_2$$

em que y_1 e y_2 os vetores da variável dependente, W_1 e W_2 as matrizes de pesos espaciais, X_1 e X_2 as matrizes contendo as variáveis explicativas, β_1 e β_2 os vetores dos coeficientes das variáveis independentes de cada Regime e finalmente, os vetores dos termos de erros ε_1 e ε_2 , referentes aos Regimes 1 e 2.

Neste sentido, para verificar a estabilidade dos coeficientes entre os Regimes estimados, aplica-se o teste de Chow espacial (ANSELIN, 1988).

3.4 VARIÁVEIS DE CONTROLE – ACIDENTES

Como discutido nas seções prévias, os acidentes de transporte correspondem a segunda maior causa por mortalidade violenta no Brasil, superada apenas pelos homicídios. Contudo, apesar da gravidade do problema, a literatura brasileira acerca do tema é pouco desenvolvida, correspondendo a algumas análises descritivas dos dados dessa mortalidade, bem como análises referentes a locais específicos, tais como cidades ou estados (DUARTE et al, 2008; MARÍN-LEON et al, 2012).

Apesar desses estudos darem um bom panorama da atual situação, bem como indicarem os possíveis determinantes dessas taxas de mortalidade por acidentes de transporte, poucos são aqueles que procuram verificar relações estatísticas significantes entre as taxas de mortalidade e variáveis socioeconômicas. E ainda, como descrito na análise exploratória dos dados, tais taxas são autocorrelacionadas espacialmente, levando a crer que se deve considerar esse aspecto nas estimações nos modelos econométricos.

Neste sentido, os acidentes de transporte estariam correlacionados espacialmente uma vez que o ambiente em que acontecem, ou seja, a estrutura viária, assim como a dinâmica e o volume do tráfego, grau de motorização da população e outras características socioeconômicas, por exemplo, faz com que padrões locais e temporais apareçam, constituindo então em eventos não aleatórios espacialmente (XIE & YAN, 2013; COBEN, 2006; DUARTE et al, 2008). No entanto, não temos conhecimento de nenhum estudo em âmbito de Brasil que leve em conta essa questão e, portanto, estimações realizadas por esses estudos podem ser aprimoradas, permitindo análises mais acuradas e conclusões mais precisas.

Para tanto, além da incorporação desse componente espacial, foram selecionados alguns fatores socioeconômicos, bem como variáveis de motorização da população e características demográficas com base na literatura que investiga esses determinantes. As variáveis econômicas se referem ao crescimento econômico (cecon) e renda per capita (rendapc); social a taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais (tnalf) como indicador de educação da população; variáveis demográficas a densidade demográfica (dens) da microrregião e proporção de jovens de 15 a 29 anos na população total (tpopjov); uma variável de grau de urbanização (txurb) e por fim; variáveis que captam a motorização da população, representadas pelo número de veículos per capita (tveichab) e o número de motocicletas per capita (tmotohab).

Variáveis econômicas buscam verificar em que medida tais aspectos são importantes para explicar essas taxas de mortalidade, uma vez que períodos de acelerado crescimento econômico a princípio fariam com que essas taxas aumentassem, pois o aumento do número de automóveis associado a esse crescimento econômico resultaria em maior probabilidade de acidentes, uma vez que a respostas governamentais de planejamento das vias e de regulação agiriam mais lentamente. Esse fator também é considerado quando se incorpora a renda per capita nas estimações, uma vez que ela é um indicador de desenvolvimento econômico de uma região.

As variáveis de cunho de demográfico e social, por sua vez, buscam verificar quais características dessa população refletem em maiores ou menores taxas de mortalidade por acidentes de transporte. A taxa de analfabetismo da população como um indicador de educação visa verificar se maiores níveis educacionais estão associados a menores taxas de mortalidade, já que a princípio, maiores níveis de educação representariam também

maior conscientização e conhecimento das leis e normas de trânsito, como também o acesso a automóveis com maiores padrões de segurança (CUBBIN et al, 2000).

A densidade demográfica e a taxa de urbanização de uma região estariam relacionadas a essa mortalidade no sentido de que quanto maiores seus níveis, menores a chances de acidentes fatais (CLARK & CUSHING, 2004; EKSLER et al., 2008), uma vez que estariam relacionados a melhores condições de atendimento de saúde, bem como a menores velocidades dos automóveis nas vias.

Outra característica importante do volume de acidentes é o seu peso nos jovens condutores. Tal relação sugerida por alguns autores se daria no sentido que eles estão expostos em maior quantidade ao uso de substâncias psicoativas, tais como bebidas alcoólicas e drogas ilícitas, uma vez que pesquisas, tais como o 1º Levantamento Nacional Domiciliar sobre Padrões de Consumo de Álcool, indicaram que mais de 30% dos homens e mulheres dirigem ao beber. Esse mesmo padrão foi identificado em outras cidades brasileiras (LEYTON et al, 2009; MODELI et al, 2008, PECHANSKY et al, 2009). A esse fato somaria ainda a prevalência de jovens que usam motocicletas para o trabalho. Como descrito por alguns estudos (MARÍN-LEON et al, 2012; CORRÊA, 2009), esse é talvez o maior problema de trânsito no Brasil atualmente, atingindo principalmente jovens homens. O que nos leva a próxima categoria de variáveis incluídas.

As variáveis de motorização da população podem nos indicar em que magnitude maior número de automóveis na população estão associadas as taxas de mortalidade por acidentes de transporte. Por um lado, se se espera que o maior aumento de automóveis na população esteja associado ao maior risco de acidentes, uma vez que ela fica mais exposta a acidentes desse tipo, por outro, pode-se chegar ao ponto de que, devido as estruturas viárias da região, tal aumento da motorização resulte em diminuição de acidentes, uma vez que um maior número de automóveis sem o corresponde proporcional de vias significaria a redução da velocidade média no trânsito, diminuindo as chances de acidentes fatais. Contudo, quando se trata de motocicletas, esse não parece ser o caso. Maiores números de motocicletas estão associados a maiores taxas de mortalidade por acidentes. Tal fato vem sendo observado nos últimos anos devido a popularização desse tipo de automóvel, uma vez que ele é acessado com mais facilidade pela população e como dito, devido ao seu uso intenso por parte de homens jovens no uso como trabalho (o fenômeno dos “motoboys”) associado aos aspectos de segurança desses automóveis,

uma vez que qualquer acidente é um grande risco ao usuário, resultando em maior probabilidade de morte quando se compara a outros tipos de automóveis.

Na tabela 1 temos a média e a variância dessas variáveis:

Tabela 1 - Média e Desvio padrão variáveis 2000-2010

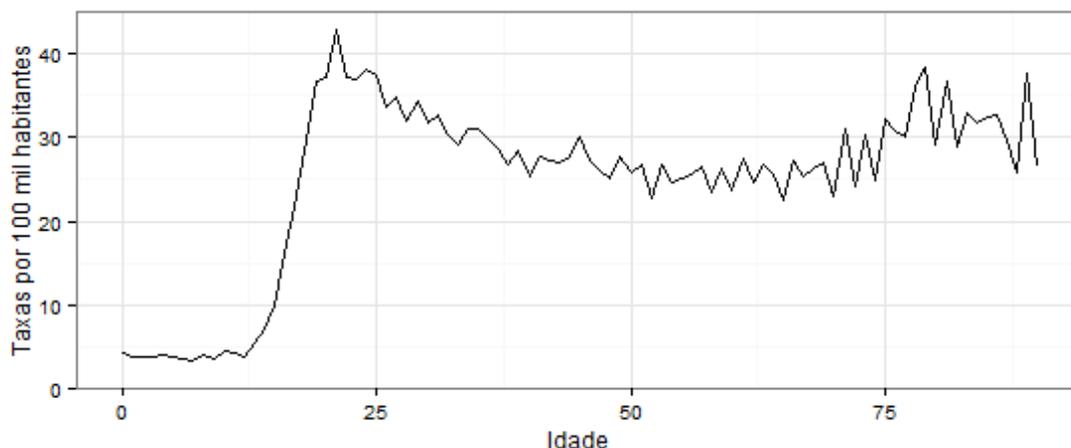
| Variáveis | Média | Desvio Padrão |
|-------------|--------|---------------|
| cecon | 6.59 | 10.66 |
| dens | 95.31 | 343.43 |
| rendapc | 476.19 | 247.72 |
| tanalf | 17.56 | 11.08 |
| txurb | 69.82 | 17.47 |
| tpopmascjov | 13.79 | 0.97 |
| tveichab | 0.21 | 0.16 |
| tmothab | 0.06 | 0.05 |

4 RESULTADOS

4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA – ACIDENTES DE TRANSPORTE

Analisando os dados da mortalidade por acidentes de transporte, vemos no gráfico 1 a distribuição desses óbitos na idade de vida da população como um todo. Alguns pontos chamam atenção, entre eles a elevação pronunciada dessas taxas a partir dos 12 anos de idade, indicando a possibilidade de que jovens nessa idade possam estar dirigindo, ou mesmo maior exposição a acidentes como passageiros e pedestres. Contudo o ponto mais importante que este gráfico nos mostra é a mortalidade mais concentrada nas suas extremidades, ou seja, atingindo em sua maioria jovens e ao mesmo tempo idosos. Em relação aos jovens, tal fato deve-se, como pontuado durante este trabalho, ao maior uso de motocicletas por parte de jovens homens para trabalhar, bem como uso enquanto dirigem de bebidas alcóolicas e demais drogas ilícitas (LARANJEIRA et al, 2007). Quanto aos idosos, tal incremento nessa faixa etária diz respeito a sua maior exposição em sofrer acidentes enquanto pedestres, acompanhada de uma maior mortalidade em acidentes característica de sua faixa etária, dada a suas fragilidades naturais (WAISELFISZ, 2014).

Gráfico 1 - Taxas de mortalidade violenta por acidentes de transporte - Idades Simples (2011)

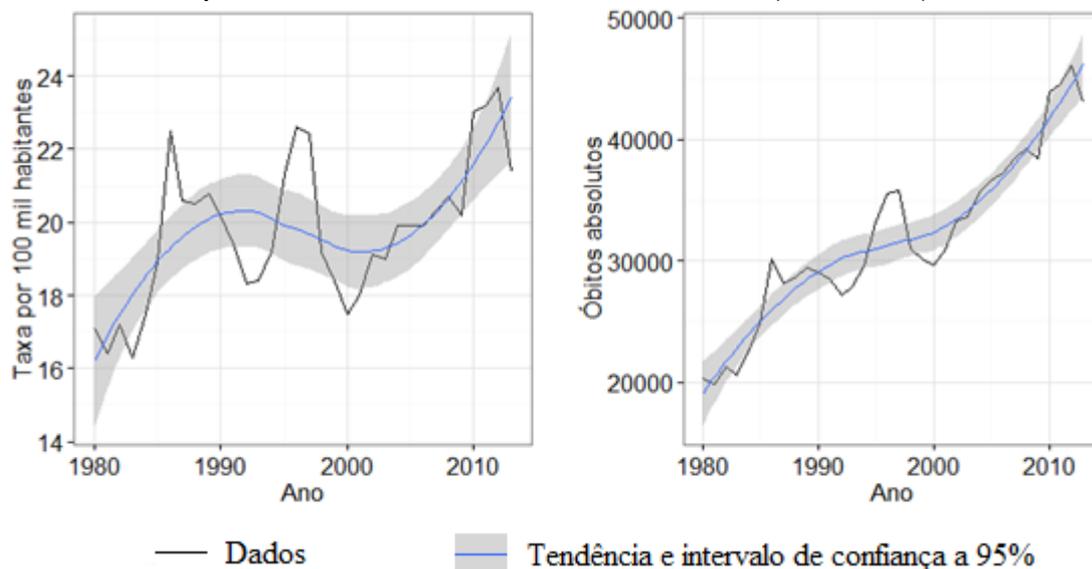


Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

Os gráficos 2a e 2b por sua vez, nos mostram, com a ajuda de uma linha de suavização do tipo Loess¹¹, a evolução dessa mortalidade tanto em números absolutos quanto em óbitos por 100 mil habitantes. Vemos que em ambos os casos, ao final do período os números finais superam seus valores iniciais. No entanto, durante este período é importante notar algumas características quanto aos números por 100 mil habitantes: 1) a tendência crescente dos números no começo da década de 90; 2) o recrudescimento das taxas de meados da década de 90 até o início dos anos 2000 e por fim; 3) a retomada de crescimento das taxas por 100 mil habitantes a partir de meados da década de 2000, continuando até o fim da série. Os números absolutos, por sua vez, cresceram em praticamente todo o período, com poucos pontos onde ficaram estáveis ou tiveram alguma queda.

¹¹ *Local Regression*, constituindo regressões que são realizadas em subconjuntos dos dados, dando maior peso para aqueles mais perto do ponto de análise. (CLEVELAND & DEVLIN, 1988).

Gráficos 2a e 2b - Estrutura e evolução da mortalidade por acidentes de transporte: taxa por 100 mil habitantes e números absolutos (1980-2013)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SIM/DATASUS (2015).

No período, as taxas aumentaram em cerca de 25%, representando pouco mais de 1 milhão de mortes por acidentes de transporte, que, por sua vez, aumentaram em aproximadamente 110%, quando olhamos para os valores absolutos. Tal incremento se deve, sobretudo, a tendência crescente das taxas de mortalidade por 100 mil habitantes nos anos 2000, aumentando no período 2000-2013 por volta de 22,5%.

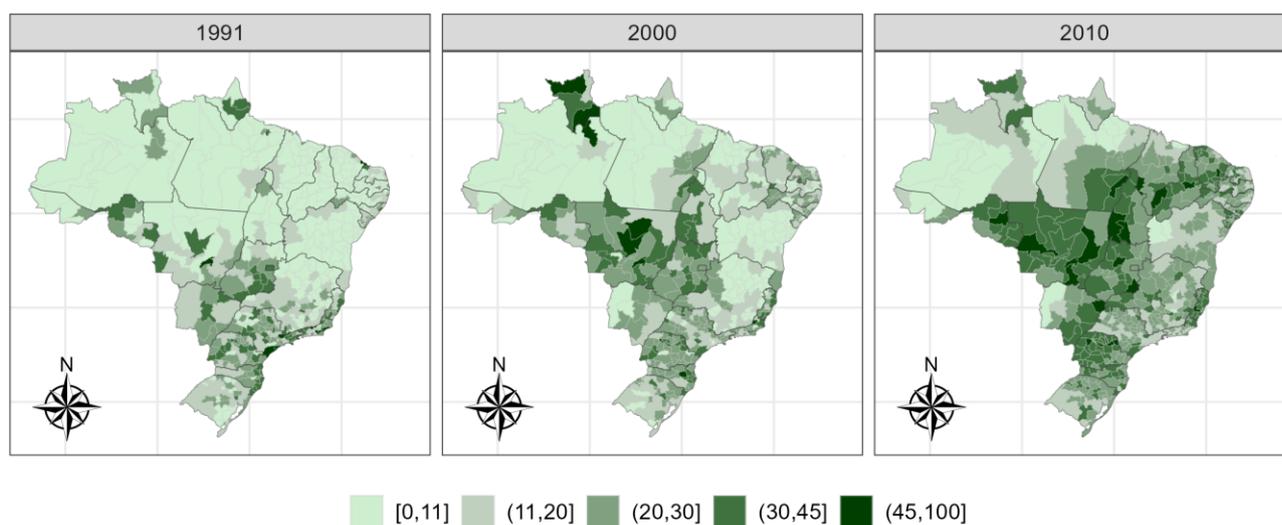
Quando olhamos essas taxas em um mapa, temos uma percepção melhor de como essa evolução vem se dando ao longo de todo esse período no Brasil inteiro. A figura 1 traz os óbitos por 100 mil habitantes nas microrregiões brasileiras nos anos de censitários de 1991, 2000 e 2010, permitindo-nos observar características interessantes dessa evolução da distribuição ao longo das microrregiões, bem como no decorrer do tempo.

Percebemos num primeiro momento, que no ano de 1991, as maiores taxas se encontram nas microrregiões mais próximas ao litoral da Região Sudeste e Sul. Tal fato também se observa na Região Nordeste, mas com menor profundidade e apresentando entre as regiões a menor taxa, de 11,69 mortes por acidentes a cada 100 mil habitantes. Na Região Centro-Oeste parte das microrregiões também apresentam valores que se sobressaem, atingindo na região como um todo a maior taxa entre as regiões, com valor de 27,07. Na Região Norte, por sua vez, algumas poucas microrregiões possuem taxas mais elevadas, uma característica também presente nas microrregiões restantes.

No ano 2000, os padrões encontrados para 1991 nas Regiões Norte, Nordeste e Sudeste praticamente permanecem, apresentando poucas variações (norte do estado de Amazonas e Roraima, por exemplo). A grande diferença está nas microrregiões da Região Centro-Oeste, onde percebe-se nitidamente maiores taxas em um número maior de microrregiões, com destaque para os estados de Mato Grosso e Goiás, contudo ficando praticamente estável em termos regionais, com um número de 26,74 óbitos/100 mil habitantes.

Por fim, quando analisamos o ano de 2010, vemos que o aumento dos óbitos por 100 mil habitantes ao longo das microrregiões é generalizado, atingindo todas as regiões brasileiras, com destaque mais uma vez para Região Centro-oeste, especialmente o estado de Mato Grosso, que alcançou uma taxa de 37,3. Temos também ao mesmo tempo um aumento e um espalhamento dessas taxas no Nordeste e Sul, caracterizando um quadro preocupante de saúde pública no Brasil inteiro. Em termos de estado, contudo, o destaque cabe ao estado de Rondônia, com 39,43 mortes a cada 100 mil habitantes.

Figura 1 - Evolução da mortalidade por acidentes de transporte nas microrregiões brasileiras (1991-2010) – Óbitos por 100 mil habitantes



Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

A análise descritiva das taxas de mortalidade de acidentes de transporte por 100 mil habitantes nos permite verificar também esse aumento ao longo do tempo, como vemos na tabela 2:

Tabela 2 - Análise descritiva das taxas de mortalidade por acidentes de transporte a cada 100 mil habitantes.

| | Mínimo | Máximo | Média | Mediana | Desvio padrão | 1º Quartil | 3º Quartil |
|------|--------|--------|-------|---------|---------------|------------|------------|
| 1991 | 0,00 | 69,09 | 15,14 | 12,92 | 11,71 | 5,42 | 22,34 |
| 2000 | 0,00 | 98,38 | 18,63 | 18,44 | 10,54 | 10,65 | 24,16 |
| 2010 | 0,00 | 60,96 | 26,48 | 25,74 | 9,71 | 19,74 | 32,55 |

Fonte: Elaboração a partir dos dados do SIM/DATASUS (2015).

Através dessa análise descritiva, podemos perceber e confirmar a tendência verificada até aqui. A média das taxas, por exemplo, cresceram durante o período, bem como a média, mediana e os valores do primeiro e terceiro quartil, indo, portanto, de encontro com essa evolução ascendente. Outro ponto a destacar é a diminuição da variância ao longo do tempo, indicando haver uma diminuição da heterogeneidade das taxas de mortalidade ao longo das microrregiões, ou seja, a distribuição desses óbitos ficou mais homogênea ao longo do período analisado, confirmando as análises feitas através dos mapas. Uma das possíveis razões para esse maior grau de homogeneização pode ser resultado de uma dinâmica acelerada em direção ao crescimento e desenvolvimento econômico (como também populacional) em regiões até então menos desenvolvidas (DUARTE et al, 2008), uma vez que tal processo não é acompanhado pelas adequações do sistema viário e urbano (VAN BEECK, 2000).

Avançando nessa análise exploratória, outra característica importante que deve ser considerada com relação as taxas de mortalidade por acidentes de transporte a cada 100 mil habitantes são suas possíveis correlações ao longo do espaço, uma vez que microrregiões com taxas de mortalidade mais elevadas tendem a estar mais próximas de microrregiões com taxas também mais elevadas, valendo o mesmo raciocínio na direção contrária. Essa autocorrelação seria resultado do ambiente que estão inseridos, uma vez que esse apresenta características locais próprias, tais como infraestrutura viária, volume de tráfego e particularidades urbanas (XIE & YAN, 2013), bem como características populacionais próprias. Como vimos na figura 1 contendo os mapas com os intervalos das taxas, tal parece ser o caso para os anos de 1991, 2000 e 2010.

Com o intuito de verificar se as taxas de mortalidade por acidentes de trânsito são correlacionadas espacialmente de forma significativa, usou-se das estatísticas do I de Moran Global e Local usando uma matriz de contiguidade Queen de ordem um.

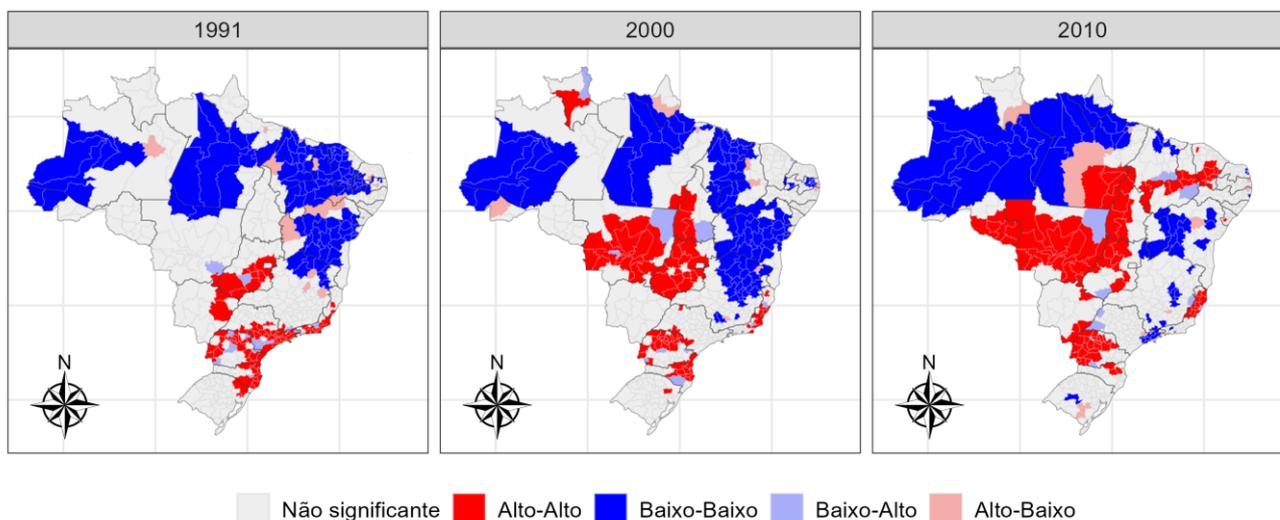
Inicialmente calculou-se o I de Moran Global para verificar se o conjunto das taxas como um todo está distribuído aleatoriamente no espaço. Contudo, os resultados

indicaram não ser esse o caso, ou seja, em todos os três anos o I de Moran Global apresentou ser estaticamente pseudo-significante a 1%, ou seja, rejeitando a hipótese de aleatoriedade das taxas por acidentes no espaço e, mais ainda, seus valores, quais sejam 0,46, 0,48 e 0,55 para os anos 1991, 200 e 2010 respectivamente, são altos, indicando forte autocorrelação espacial dessa variável.

Posto isso, analisemos agora em que microrregiões do Brasil isso se dá de forma mais claramente, através do cálculo do I de Moran Local, como disposto na Figura 2 para o período em questão. Na figura 2 estão marcadas essas relações estaticamente pseudo-significante, permitindo-nos inferir sobre características regionais e locais mais precisamente, bem como o tipo e a magnitude das aglomerações observadas ao longo de todo o território.

Assim sendo, começando pelo ano de 1991, percebemos uma espécie de divisão do Brasil em dois, onde vemos que as regiões Norte e Nordeste possuem predominantemente aglomerações do tipo Baixo-Baixo e microrregiões com relações do tipo Alto-Baixo, ou seja, microrregiões com baixas taxas rodeadas de microrregiões com também baixas taxas e microrregiões com taxas mais elevadas próximas daquelas com baixas taxas, e o Centro-Sul do país, onde predomina aglomerações do tipo Alto-Alto e relações Baixo-Alto. Destaca-se também que as aglomerações Alto-Alto estão mais concentradas perto ao litoral, provavelmente devido ao maior trânsito nessa direção, devido sobretudo ao maior fluxo de pessoas e turistas, assim como a presença de alguns portos nessas microrregiões. Finalmente, último ponto digno de nota, é de que o ano de 1991 foi o que apresentou o maior número (118) de aglomerações do tipo Baixo-Baixo.

Figura 2 – Mapas de aglomerados dos acidentes de transporte nas microrregiões (1991-2010).



Fonte: Elaboração própria através do software GeoDa.

O ano de 2000, por sua vez, apresenta algumas mudanças significativas nessas relações entre as microrregiões. Aqui, já não vemos aglomerações do tipo Alto-Alto no litoral do Sudeste, com exceção de algumas microrregiões do estado do Rio de Janeiro e Espírito Santo. Contudo, na Região Centro-Oeste essas aglomerações parecem avançar ao norte do país, como podemos perceber pelas microrregiões de Goiás e Mato Grosso, chegando ao estado de Tocantins. No restante do país temos que, em relação ao Norte, apesar das poucas mudanças relativas, destaca-se uma aglomeração Alto-Alto no estado de Roraima, e no Sul por sua vez, um recrudescimento dessas mesmas aglomerações.

Por fim, analisando o ano final do período, encontramos o maior número de aglomeração do tipo Alto-Alto comparando-se aos anos anteriores, com 102 microrregiões relacionadas significativamente neste sentido. Como destacado no parágrafo anterior, as aglomerações presentes antes mais concentradamente na Região Centro-Oeste avançam mais ainda para microrregiões no Norte e Nordeste e, portanto, a divisão antes observada já não fica mais clara, uma vez que temos aglomerações em ambos os sentidos em todas as regiões. E por último, outro ponto interessante é a diminuição dos aglomerados Baixo-Baixo, sendo o ano com menor número dessas relações, como podemos ver pela tabela 4.

Tabela 4 – I de Moran Global e Quantidade de Microrregiões por Tipos de Aglomerados

| | I de Moran Global ⁽¹⁾ | Não-significante | Alto-Alto | Baixo-Baixo | Baixo-Alto | Alto-Baixo |
|------|----------------------------------|------------------|-----------|-------------|------------|------------|
| 1991 | 0,463 | 321 | 89 | 118 | 17 | 13 |
| 2000 | 0,486 | 357 | 80 | 101 | 11 | 9 |
| 2010 | 0,553 | 369 | 102 | 67 | 10 | 10 |

(1) Valores significativos a 1%. Fonte: Elaboração própria através do software GeoDa.

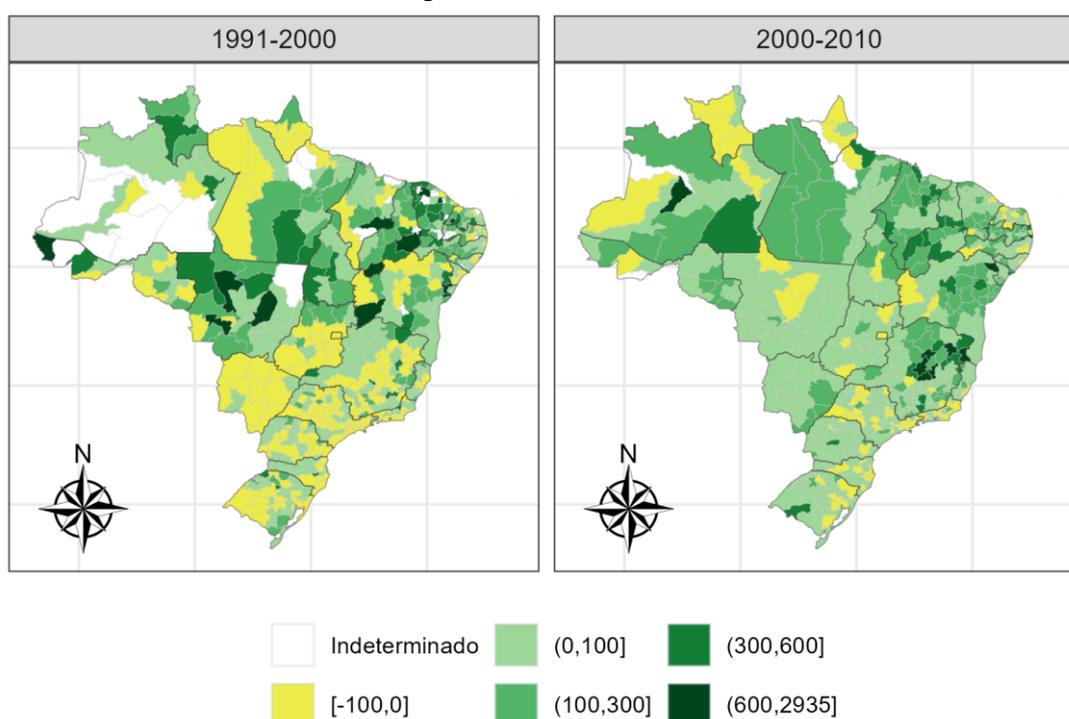
As taxas de variações no período de análise também são importantes de serem verificadas, uma vez que elas podem nos indicar como essa dinâmica de crescimento ou diminuição ocorreu ao longo das microrregiões no tempo. Elas permitem a nós, por exemplo, verificar quais áreas apresentaram maior variação percentual relativa, bem como a magnitude de tal processo. Primeiramente, é preciso chamar atenção ao fato de que algumas microrregiões, ao apresentarem taxas nulas de mortalidade, tanto em 1991 como em 2000, não foram possíveis verificar as taxas de variações percentuais, pois resultaram em uma divisão por zero. Tais casos são apontados como “Indeterminado” na figura 3 a seguir.

Partindo para a análise propriamente dita, temos que essa variação no período 1991-2000 se deu de forma bem desigual no espaço, com uma relativa divisão entre norte e sul. Observamos que são nas microrregiões ao norte de Mato Grosso do Sul e Minas Gerais que encontramos as maiores variações positivas dessas taxas de mortalidade por acidentes, com destaque para o estado do Mato Grosso e Nordeste como um todo, com respectivamente 137% e 21,93% de crescimento. Por sua vez, mesmo apresentando crescimento em algumas microrregiões, é no Centro-Sul que se encontra o maior número de variações negativas nas taxas, principalmente nos estados de Mato Grosso do Sul (-19,85%) e São Paulo (-31,89%). Tal divisão na variação dessas taxas deve estar relacionada sobretudo a um maior crescimento proporcional no grau de motorização da população (que será testado nas estimações deste trabalho), bem como a pior qualidade da infraestrutura viária nas microrregiões ao norte, quando se comparadas ao Centro-Sul do país.

O período 2000-2010, ao contrário de 1991-2000 já apresenta uma maior homogeneidade das taxas de variação percentual ao longo do espaço. Neste sentido, temos que mais de 60% das microrregiões apresentaram variação positiva entre 0 e 100%. Destaca-se também o menor número de casos “Indeterminado”, principalmente na Região Norte do país. Outro ponto importante nesse período é que, mesmo mais homogêneo

como um todo, a Região Nordeste (+60,73%) junto do estado de Minas Gerais (+54,08%) apresentam variações maiores quando se comparadas ao restante do país, que apresentou crescimento total de 29,24%, chegando a formar aglomerações em algumas regiões, sobretudo em Minas Gerais. Nesse período, e na mesma linha de raciocínio aplicada ao período 1991-2000, esse aumento generalizado das taxas deve-se estar associado ao aumento do grau de motorização da população de forma mais homogênea no espaço, combinado com o crescimento populacional e econômico em regiões menos desenvolvidas, como pontuado anteriormente.

Figura 3 – Mapa da variação percentual das taxas de acidentes a cada 100 mil habitantes nos períodos 1991-2000 e 2000-2010



Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

4.2 ESTIMAÇÕES ECONOMÉTRICAS

Após a análise dos dados e da distribuição espacial das taxas de mortalidade, nesta seção é apresentado os resultados das estimações dos modelos estimados visando identificar os determinantes das taxas de mortalidade a cada 100 mil habitantes nas microrregiões brasileiras nos anos de 2000 e 2010.

O primeiro passo consistiu em estimar um modelo MQO padrão, com testes adicionais para verificar a presença de dependência espacial tanto na forma de lag como na forma de erro espacial, para os dois regimes. No primeiro regime (ano 2000), quatro

variáveis de um total de oito foram estatisticamente significantes, foram elas: cecon, dens, rendapc e tmothab. As variáveis tanalf, tpopmascjov, tveichab e txurb por sua vez não apresentaram significância a 5%, como consta na tabela 5. A princípio, o modelo nos indica que predominam condições econômicas como causadoras das taxas de mortalidade de acidentes. No segundo regime, correspondente ao ano de 2010, temos por outro lado uma configuração diferente das variáveis estatisticamente significantes. Crescimento econômico deixa de ser importante, contudo, tveichab e tpopmascjov passam a ser preditoras das taxas a 5% de confiabilidade.

Para ambos os regimes, os testes de Jarque-Bera e Koenker-Basset nos indicam que há presença tanto de não normalidade como de heterocedasticidade nos resíduos das regressões. Como a presença de heterocedasticidade pode ser indicativo de presença de espacialidade nos erros, são apresentados também os testes LM com os diagnósticos para dependência espacial. Para o primeiro regime, como temos na tabela 5, tanto o teste para a lag como para o erro apresentaram significância, sendo necessário então a estimação de suas formas robusta. Na estimação robusta dos testes LM, apenas em relação ao erro houve significância estatística a 5%, ou seja, parece haver características omitidas dos vizinhos que estão estatisticamente relacionadas com as taxas de mortalidade por acidentes na microrregião. Em relação ao regime 2, por sua vez, dependência espacial na forma de lag foi encontrada, indicando que as variações nas taxas de mortalidade nos vizinhos de uma microrregião afetam essa mesma taxa nessa microrregião. Os testes, portanto, indicam a necessidade de se estimar modelos espaciais, uma vez que a relação de vizinhança entre as microrregiões não é desprezível e é, sobretudo, ancorada na literatura dos acidentes de transporte.

Tabela 5 – Estimacões MQO

| Variáveis | Regime 1 - 2000 | | Regime 2 - 2010 | |
|---|------------------------|----------------|------------------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>p-valor</i> | <i>Coef.</i> | <i>p-valor</i> |
| CONSTANTE | 3.580 | 0.653 | 30.989 | 0.000 |
| cecon | 0.167 | 0.000 | -0.034 | 0.258 |
| dens | -0.005 | 0.000 | -0.003 | 0.001 |
| rendapc | 0.022 | 0.000 | 0.012 | 0.005 |
| tanalf | 0.034 | 0.598 | 0.110 | 0.167 |
| tmothab | 164.039 | 0.000 | 113.229 | 0.000 |
| tpopmascjo | -0.012 | 0.981 | -1.1400 | 0.008 |
| tveichab | -13.242 | 0.191 | -17.674 | 0.003 |
| txurb | 0.035 | 0.292 | -0.038 | 0.266 |
| R-squared | 0.3241 | | 0.263 | |
| Jarque-Bera | 963.246 | 0.000 | 11.925 | 0.003 |
| Koenker-Bassett test | 40.603 | 0.000 | 73.487 | 0.000 |
| Diagnósticos para dependência espacial | | | | |
| Lagrange Multiplier (lag) | 109.485 | 0.000 | 211.712 | 0.000 |
| Robust LM (lag) | 1.932 | 0.165 | 55.616 | 0.000 |
| Lagrange Multiplier (error) | 155.987 | 0.000 | 157.672 | 0.000 |
| Robust LM (error) | 48.434 | 0.000 | 1.577 | 0.209 |
| Lagrange Multiplier (SARMA) | 157.919 | 0.000 | 213.288 | 0.000 |

Apesar das estimacões do modelo MQO não apresentarem normalidade nos resíduos, o método utilizado para a estimacão dos modelos espaciais (GMM) também abdica da necessidade de normalidade, sendo necessário apenas realizar estimacões robustas devido a presença de heterocedasticidade.

Neste sentido são apresentadas as estimacões dos modelos espaciais tanto do Regime 1 como do Regime 2 e, em seguida, o teste de Chow para verificar se os coeficientes das variáveis independentes são diferentes estatisticamente entre os períodos. Antes, porém, vimos que no regime 1, o teste LM indicou a presença de dependência espacial nos erros, enquanto no regime 2 houve presença de dependência em forma de lag. Logo, adotou-se como primeiro procedimento incorporar apenas a lag espacial nos dois modelos, para depois verificar se ainda havia a presença de autocorrelação espacial nos erros, através do teste de Anselin-Kelejian. Em ambos os regimes o teste indicou haver autocorrelação espacial a 5% quando a lag é incorporada. Logo, a especificacão final também incluiu dependência espacial na forma de erro.

Antes da análise dos determinantes, faz-se mister também ressaltar que devido a presença da lag espacial nos modelos, a interpretaçao dos coeficientes não é realizada de

forma direta como nos modelos MQO, uma vez que há a presença do multiplicador espacial¹². Desta forma, os coeficientes devem ser interpretados da forma tradicional apenas quando os multiplicamos pelo multiplicador espacial, dando a magnitude final do impacto de sua variação na taxa de mortalidade por acidentes. Esse impacto, devemos ressaltar, leva em conta as interações das relações de vizinhança presente nos dados. Todavia, os coeficientes como apresentados nas tabelas 6 e 7 podem ser interpretados como efeito direto, mas não como efeito total, ou seja, após as interações espaciais.

Dadas essas precauções, parte-se para a interpretação dos resultados dos modelos. No Regime 1 (2000), a defasagem espacial (W_txt) não foi estatisticamente significativa, indicando que a vizinhança entre as microrregiões não exerce influência expressiva sobre as taxas de mortalidade por acidentes de transporte nesse período. Já no Regime 2 (2010), W_txt se mostrou estatisticamente significativo e com coeficiente elevado (0,8), apontando dependência espacial mais intensa no segundo momento analisado. O teste de Chow (Tabela 8) confirma a existência de alteração estrutural entre os dois períodos, sobretudo quanto à magnitude da defasagem espacial, embora o alto valor em 2010 possa indicar superestimação do efeito.

Tabela 6 – Estimação do modelo espacial – Regime 1

| <i>Variável</i> | <i>Coef.</i> | <i>Std.Error</i> | <i>z-Statistic</i> | <i>p-valor</i> |
|---------------------------|--------------|------------------|--------------------|----------------|
| CONSTANTE | 1,159 | 12,807 | 0,090 | 0,928 |
| W_txt | -0,113 | 0,231 | -0,489 | 0,625 |
| cecon | 0,131 | 0,044 | 2,987 | 0,003 |
| dens | -0,007 | 0,003 | -2,678 | 0,007 |
| rendapc | 0,023 | 0,012 | 1,983 | 0,047 |
| tanalf | 0,007 | 0,094 | 0,078 | 0,938 |
| tmothab | 150,755 | 43,841 | 3,439 | 0,001 |
| tpopmascjo | 0,273 | 0,753 | 0,363 | 0,717 |
| tveichab | -11,545 | 15,446 | -0,747 | 0,455 |
| txurb | 0,052 | 0,051 | 1,007 | 0,314 |
| lambda | 0,733 | 0,072 | 10,154 | 0,000 |
| Pseudo R-squared : | 0,2653 | | | |
| Spatial Pseudo R-squared: | 0,3226 | | | |

Como se observa na Tabela 6, no ano 2000, variáveis como cecon, dens, rendapc e tmothab mostraram influência significativa sobre as taxas de mortalidade, enquanto a defasagem espacial não apresentou relevância estatística. Em contraste, na Tabela 7,

¹² O multiplicador espacial é representado pela expressão $(1 - \rho W)^{-1}$ e expressa como esses efeitos de vizinhança se movem no espaço.

referente a 2010, W_txt surge como um fator determinante, com coeficiente de 0,818 (p -valor $< 0,01$), sugerindo forte autocorrelação espacial das taxas de acidentes. Tal diferença também se reflete no multiplicador espacial gerado para cada regime: 0,89 em 2000 contra 5,5 em 2010. Uma possível explicação para essa intensificação no segundo período está ligada à expansão da frota, em especial de motocicletas, e à resposta muitas vezes desordenada das microrregiões menos desenvolvidas, cuja infraestrutura viária não acompanhou o aumento da motorização (ver Figuras 2 e 3).

Esses achados se coadunam com a tese de um “U” invertido entre renda e mortalidade por acidentes (PAULOSZI et al., 2007; BISHAI, 2006; MOHAN, 2002; BECK et al., 2000), sugerindo que algumas microrregiões ainda se encontram na fase ascendente da curva, enquanto outras, mais desenvolvidas econômica e estruturalmente, já teriam ultrapassado o “pico” e apresentariam taxas menores de mortalidade. A análise espacial corrobora essa heterogeneidade, mostrando que microrregiões com dinâmicas semelhantes tendem a se agrupar geograficamente, evidenciando padrões distintos de mortalidade ao longo do território brasileiro.

Tabela 7 – Estimação do modelo espacial – Regime 2

| <i>Variável</i> | <i>Coef.</i> | <i>Std.Error</i> | <i>z-Statistic</i> | <i>p-valor</i> |
|---------------------------|--------------|------------------|--------------------|----------------|
| CONSTANTE | 5,565 | 4,683 | 1,188 | 0,235 |
| W_txt | 0,818 | 0,072 | 11,310 | 0,000 |
| cecon | -0,028 | 0,020 | -1,435 | 0,151 |
| dens | -0,001 | 0,001 | -2,012 | 0,044 |
| rendapc | 0,000 | 0,003 | -0,021 | 0,983 |
| tanalf | -0,004 | 0,050 | -0,075 | 0,940 |
| tmothab | 34,076 | 10,998 | 3,098 | 0,002 |
| tpopmascjo | -0,240 | 0,269 | -0,889 | 0,374 |
| tveichab | -2,063 | 3,950 | -0,522 | 0,601 |
| txurb | 0,002 | 0,022 | 0,086 | 0,931 |
| lambda | -0,481 | 0,112 | -4,290 | 0,000 |
| Pseudo R-squared : | 0,5327 | | | |
| Spatial Pseudo R-squared: | 0,3376 | | | |

Tabela 8 – Teste de Chow

| <i>Teste de Chow</i> | | |
|----------------------|--------|---------|
| Variável | Valor | p-valor |
| CONSTANTE | 0,132 | 0,716 |
| W_txt | 32,458 | 0,000 |
| cecon | 14,897 | 0,000 |
| dens | 18,794 | 0,000 |
| rendapc | 17,457 | 0,000 |
| tanalf | 0,012 | 0,912 |
| tmothab | 12,031 | 0,001 |
| tpopmascjo | 0,532 | 0,466 |
| tveichab | 0,749 | 0,387 |
| txurb | 1,439 | 0,230 |
| lambda | 78,962 | 0,000 |

Nessa mesma linha parece estar o comportamento do coeficiente da taxa de crescimento econômico e renda per capita entre os regimes. Enquanto num segundo momento não significativos estatisticamente a 5%, no Regime 1 eles aparecem como preditores significativos das taxas de mortalidade com sinais positivos, ou seja, que ao longo das microrregiões como um todo predominou a relação de que quanto maior crescimento econômico e renda per capita, maiores são as taxas de mortalidade na microrregião. Os resultados indicam que, em se tratando das taxas de mortalidade por acidentes de trânsito nas microrregiões brasileiras, podemos estar ultrapassando o pico dessa relação e, portanto, as ações e investimentos na prevenção e adaptação da infraestrutura viária na maior parte do Brasil estão apresentando resultados.

Outro fator apontando nessa direção são as taxas de motorização da população em relação a motocicletas. Embora não significativa estatisticamente a 5% no primeiro regime, a densidade demográfica no Regime 2 também apresenta valor perto de 0, o que, aliada as taxas de motorização (sobretudo em relação as motocicletas), caracteriza adequadamente a dinâmica inicial da relação de “U” invertido, uma vez que, ao aumentar as taxas de motorização da população, tanto pedestres como motoristas estariam num primeiro momento sujeitos a maior probabilidade de se envolverem em acidentes (PAULOZZI et al, 2007; BISHAI, 2006; MOHAN, 2002, BECK et al, 2000). Contudo, como o teste de Chow indica, apesar de significativa a magnitude do impacto direto da taxa de motocicletas por habitantes nas taxas de mortalidade, o coeficiente encontrado no Regime 2 diminuiu drasticamente, passando de 150,75 em 2000 para 34,07 em 2010, podendo ser resultado da evolução das políticas públicas de conscientização e dos

investimentos das estruturas viárias urbanas, também consistente com dinâmica de “U” invertido. Apesar da evolução da infraestrutura legal e física, tal fator ainda é decisivo para explicar as taxas de mortalidade por acidentes de trânsito. Apesar dos efeitos diretos terem diminuído ao longo do tempo, a relação espacial entre as microrregiões cresceu de forma sobremaneira que os efeitos totais depois das interações espaciais fazem com que o coeficiente da variável *tmothab* chegue ao patamar de 187,3, indicando que o aumento em uma unidade na taxa de motocicletas por habitantes acarrete a um aumento de aproximadamente 187 pontos percentuais em média nas taxas de acidentes de trânsito.

Quanto as demais variáveis, cabe ressaltar a não significância das variáveis de taxa de veículos por habitantes, taxa de urbanização e taxa de analfabetismo em ambos os regimes. Além dessas variáveis, também nesse mesmo sentido, chama-se atenção para a não significância estatística da variável *tpropmascjov* em ambos os regimes, uma vez que em estudos anteriores esse era um fator importante (OLIVEIRA et al, 2008; ABREU et al, 2012; CAMARGO & IWAMOTO, 2012),

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS E LIMITAÇÕES

Este trabalho buscou verificar quais os determinantes socioeconômicos em nível de microrregião das taxas de mortalidade por acidentes de transporte no Brasil, levando em consideração a estrutura espacial dos dados. Dessa forma, por meio da análise descritiva e exploratória, verificamos como essas taxas se comportaram ao longo do tempo e do espaço, identificando tendências regionais e temporais. Tivemos crescimento das taxas de mortalidade a cada 100 habitantes no tempo, representado sobretudo pelas microrregiões do Centro-Oeste, Sul e grande parte do Nordeste. O Norte, apesar do crescimento verificado, ainda permanece não significativo relativamente as outras regiões. Outro ponto importante verificado foi a diminuição da heterogeneidade das taxas como um todo ao longo das microrregiões, ou seja, as taxas ficaram mais uniformes no período, bem como a presença de não aleatoriedade espacial das taxas e de clusters regionais.

Na análise econométrica, por sua vez, ao utilizar-se de modelos que tentam captar a estrutura espacial das microrregiões através de suas relações de vizinhança, verificamos que as características econômicas foram estatisticamente significativas para explicar as taxas de mortalidade de acidentes de transporte a cada 100 mil habitantes no Regime 1,

enquanto os efeitos de vizinhança não. No entanto, o cenário se inverteu no Regime 2, quando tratamos do ano de 2010, onde as interações espaciais atingiram valor alto e significativo enquanto renda per capita e crescimento econômico não foram estatisticamente significativas a 5%. Quando as demais variáveis sociais, apenas densidade demográfica se apresentou significativa, contudo, somente no Regime 1 (2010). Finalmente, ainda nesse contexto, o fator com mais impacto nas taxas de mortalidade foi a taxa de motorização de motocicletas da população, resultado encontrado em ambos os Regimes.

Na literatura, os resultados deste trabalho foram mais consistentes com a relação de “U” invertido encontrada entre renda e taxa de mortalidade ao longo do tempo (PAULOZZI et al, 2007; BISHAI, 2006; MOHAN, 2002, BECK et al, 2000, LAW et al, 2009, LAW et al, 2011). Os resultados indicam que, em se tratando das taxas de mortalidade por acidentes de trânsito nas microrregiões brasileiras, podemos estar ultrapassando o pico dessa relação.

Contudo, os resultados apresentados neste estudo devem ser vistos com cautela, uma vez que ele apresenta possíveis limitações que podem levar a enganos quanto ao impacto dos determinantes nas taxas de mortalidade por acidentes. A principal dela diz respeito a presença de prováveis variáveis explicativas omitidas, incorrendo em viés dos estimadores apresentados nas estimações econométricas. Mesmo com o esforço natural de incluir os principais determinantes encontrados com base na escassa literatura do tema (sobretudo no Brasil), algumas variáveis não foram incluídas, sobretudo aquelas que medem o consumo de bebidas alcólicas e a infraestrutura médica local (TORRE et al, 2007 e VAN BEEK et al, 1991). Uma vez que essas variáveis podem estar correlacionadas com as preditoras incluídas, os coeficientes estariam então enviesados, sobrestimando o seu impacto nas taxas de mortalidade por acidentes. É neste contexto por exemplo, que se deve levar em conta o alto coeficiente da lag espacial no Regime 2 (ano de 2010), uma vez que o seu alto valor pode ser resultado de sua sobrestimação, e não somente a fatores locais.

Ressalta-se ainda, como descrito na seção 3.1 que trata dos dados utilizados neste trabalho, que outra possível fonte de problemas esteja ligada a qualidade dos dados reportados no Sistema de Informação sobre Mortalidade do SUS, uma vez que a qualidade dessas informações varia de acordo com as microrregiões. Mesmo analisando anos mais recentes (2000 e 2010), o problema da subnotificação pode resultar em análises

imprecisas e portanto, pouco informativas quanto a real causas das variações das taxas de mortalidade por acidentes. No entanto, parte-se do pressuposto razoável de que, como os acidentes com óbitos acarretam medidas de saúde e de organização das vias de forma direta, estejam sujeitas a menores possibilidades de subregistro (OLIVEIRA et al, 2008).

Logo, apesar dos avanços frente às análises feitas até então para os determinantes das taxas de mortalidade por acidentes de transporte no Brasil, os resultados dispostos neste trabalho devem ser vistos com cautela, contudo, lança-se a base para futuras pesquisas que busquem verificar os determinantes das taxas de mortalidade por acidentes levando-se em conta o papel central das características locais e das possíveis relações de vizinhança entre as unidades de análise. Por fim, as ações e investimentos na prevenção e adaptação da infraestrutura viária na maior parte do Brasil estão apresentando resultados.

6 REFERÊNCIAS

ABREU, A. M. M.; JOMAR, R. T.; THOMAZ, R. G. F.; GUIMARÃES, R. M.; LIMA, J. M. B. de; FIGEUIRO, R. F. S. Impacto da Lei Seca na mortalidade por acidentes de trânsito. **Revista de Enfermagem UERJ**, 20(1):21-6, 2012.

ANBARCI, N.; ESCALERAS, M.; REGISTER, C. Traffic fatalities and public sector corruption. **KYKLOS**, v.59 (3), 327–344, 2006.

ASSUNÇÃO, R.; REIS, E. A. A new proposal to adjust Moran's I for population density. **Statistics in Medicine**, v. 18:16, 1999.

BACCHIERI, G.; BARROS, A. J. D. Acidentes de trânsito no Brasil de 1998 a 2010: muitas mudanças e poucos resultados. **Rev. Saúde Pública [online]**. 2011, vol.45, n.5, pp. 949-963. Epub Sep 16, 2011. ISSN 0034-8910.

BAKER, S. P.; WHITFIELD, R. A.; O'NEILL, B. Geographic variation in mortality from motor vehicle crashes. **N Engl J Med** 1987;316:1384–87.

BALARAJAN, R.; MCDOWALL, M. E. Regional socioeconomic differences in mortality among men in Great Britain today. **Public Health** 1988; 102:33–43.

BISHAI, D.; QURESH, A.; JAMES, P.; GHAFAR, A. National road casualties and economic development. **Health Econ**, v.15, 65–81, 2006.

CAMARGO, F. C.; IWAMOTO, H. H. Vítimas fatais e anos de vida perdidos por acidentes de trânsito em Minas Gerais, Brasil. **Esc Anna Nery**, 16 (1):141 – 146, 2012.

- CLARK, D.E.; CUSHING, B.M. Rural and urban traffic fatalities, vehicle miles, and population density. **Accident Analysis & Prevention**, v.36, 967–972, 200.
- COBEN, J. H. Commentary: contrasting rural and urban fatal crashes: scenic beauty or dead at the scene? **Annals of Emergency Medicine**, 47 (6), 575–577, 2006.
- CORRÊA, J. P. 20 anos de lições de trânsito: desafios e conquistas do trânsito brasileiro de 1987 a 2007. Curitiba: **Infolio Editorial**, 2009.
- CUBBIN, C., LECLERE, F.B., SMITH, G.S. Socioeconomic status and the occurrence of fatal and nonfatal injury in the United States. **American Journal of Public Health**, v.90, 70–77, 2000.
- DUARTE, E. C. et al. Mortalidade por acidentes de transporte terrestre e homicídios em homens jovens das capitais das Regiões Norte e Centro-Oeste do Brasil, 1980-2005. **Epidemiol. Serv. Saúde [online]**. 2008, vol.17, n.1, pp. 7-20
- DUARTE, E. C.; SCHNEIDER, M. C.; PAES-SOUZA, R.; RAMALHO, W. M.; SARDINHA, L. M. V.; SILVA JUNIOR, J. B.; et al. Epidemiologia das desigualdades em saúde no Brasil: um estudo exploratório. Edição revisada. Brasília-DF: **Organização Pan-Americana da Saúde**; 2002.
- EKSLER, V.; LASSARRE, S.; THOMAS, I. Regional analysis of road mortality in Europe. **Public Health** 122, 826–837, 2008.
- ELVIK, R. The stability of long-term trends in the number of traffic fatalities in a sample of highly motorized countries. **Accid Anal Prev** 2010; 42: 245-60.
- FONZAR, U. J. V. Análise espacial da mortalidade por causas externas no município de Maringá, Estado do Paraná, 1999 a 2001. **Acta Sci. Health Sci**, v. 30, n. 2, p. 145-154, 2008.
- GARG, N., HYDER, A.A. Exploring the relationship between development and road traffic injuries: a case study from India. **European Journal of Public Health**, v. 16 (5), 487–491, 2006.
- INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA; DEPARTAMENTO NACIONAL DE TRÂNSITO. **Impactos sociais e econômicos dos acidentes de trânsito nas rodovias brasileiras: relatório executivo**. Brasília (DF): IPEA; DENATRAN; 2006.
- KOPITS, E.; CROPPER, M. Traffic fatalities and economic growth. **Accident Analysis and Prevention**, v. 37 (1), 169–178, 2005.
- LARANJEIRA, R.; PINSKY, I.; ZALESKI, M.; CAETANO, R. I Levantamento Nacional Sobre os Padrões de Consumo de Alcool na População Brasileira. **Secretaria Nacional Antidrogas**. Brasília – DF, 2007.

- LAW, T. H.; NOLAND, R. B.; EVANS, A. W. Factors associated with the relationship between motorcycle deaths and economic growth. **Accident Analysis and Prevention**, v.41, p. 234-240, 2009.
- LAW, T. H.; NOLAND, R. B.; EVANS, A. W. The sources of the Kuznets relationship between road fatalities and economic growth. **Journal of Transport Geography**, v.19, p. 355-365, 2011.
- LEYTON V.; PONCE J. C.; ANDREUCCETT G.; COELHO, C. A. S.; GREVE, J. M. D.; SINAGAWA, D. M. et al. Mortes no trânsito relacionadas ao uso de álcool no Estado de São Paulo em 2006. **Rev ABRAMET**. 2009;27(1):26-31.
- MARÍN, L.; QUEIROZ, M. S. A atualidade dos acidentes de trânsito na era da velocidade: uma visão geral. **Cadernos de Saúde Pública**, 16(1):7-21, 2000.
- MARÍN-LEON, L.; BELON, A. P.; BARROS, M. B. de A.; ALMEIDA, S. D. de M.; RESTITUTTI, M. C. Tendência dos acidentes de trânsito em Campinas, São Paulo, Brasil. **Cad. Saúde Pública**, Rio de Janeiro, 28(1):39-51, jan, 2012.
- MATSUMOTO, P. S. S.; FLORES, E. F. Estatística espacial na geografia: um estudo dos acidentes de trânsito em Presidente Prudente – SP. **Geo Atos**, v.1, p. 95-113, 2012.
- MELIONE L. P.; MELLO JORGE, M. H. P. Gastos do Sistema Único de Saúde com internações por causas externas em São José dos Campos, São Paulo, Brasil. **Cad Saude Publica**. 2008;24(8):1814-24.
- MELLO JORGE, M. H. P.; KOIZUMI, M. S. Gastos governamentais do SUS com internações por causas externas. **Rev Bras Epidemiol**. 2004;7(2):228-38.
- MODELLI, M. E. S.; PRATESI, R.; TAUIL, P.L. Alcoolemia em vítimas fatais de acidentes de trânsito no Distrito Federal, Brasil. **Rev Saude Publica**. 2008;42(2):350-2.
- MOHAN, D. Road safety in less-motorized environments: future concerns. **Int. J. Epidemiol**, v. 31, 527–532, 2002.
- OLIVEIRA, Z. C. de; MOTA, E. L. A.; COSTA, M. da C. N. Evolução dos acidentes de trânsito em um grande centro urbano, 1991-2000. **Cadernos de Saúde Pública**, 24(2):36-372, 2008.
- ORGANIZACIÓN PANAMERICANA DE LA SALUD. **Informe mundial sobre prevención de los traumatismos causados por el tránsito: elementos para la toma de decisiones**. Washington DC, 2004.
- PAIXAO, Lúcia Maria Miana Mattos et al. **Acidentes de trânsito em Belo Horizonte: o que revelam três diferentes fontes de informações, 2008 a 2010**. *Rev. bras. epidemiol.* [online]. 2015, vol.18, n.1, pp. 108-122. Epub Mar 2015. ISSN 1415-790X.
- PAULOZZI, L. J.; RYAN, G. W.; ESPITIA-HARDEMAN, V. E.; XI, Y. Economic development's effect on road transport-related mortality among different types of road

users: A cross-sectional international study. **Accident and Analysis and Prevention**, v.39, p. 606-617, 2007.

PECHANSKY, F.; DE BONI, R.; DIEMEN, L. V.; BUMAGUIN, D.; PINSKY, I.; ZALESKI, M. ET AL. Highly reported prevalence of drinking and driving in Brazil: data from the first representative household study. **Rev Bras Psiquiatr**. 2009;31(2):125-30.

SILVA, C. R. L. da; KILSZTAJN, S. Acidentes de trânsito, frota de veículos e nível de atividade econômica. **Revista de Economia Contemporânea**, 7(1):147-159, 2003.

SÖDERLUND, N.; ZWI, A. B. Traffic-related mortality in industrialized and less developed countries. **Bull World Health Organ** 1995;73:175–82.

STRUKCINSKIENE, B.; MARTINKENAS, A.; TOWNER, E.; JANSON, S.; ANDERSSON, R. Traffic injury mortality in children in transitional Lithuania – a longitudinal analysis from 1971 to 2005. **Acta Paediatrica**, v. 97 (3), 358–361, 2008.

TORRE, G. L.; BEECK, E. V.; QUARANTA, G.; MANNOCCI, A.; RICCIARDI, W. Determinants of within-country variation in traffic accident mortality in Italy: a geographical analysis. **International Journal of Health Geographics**, 6:49, 2007.

VAN BEECK, E. F.; MACKENBACH, J. P.; LOOMAN, C. W. N.; KUNST, A. E. Determinants of traffic accident mortality in the Netherlands: a geographical analysis. **Int J Epidemiol** 1991;20:698–706.

VAN BEECK, E. F.; BORSBOOM, G. J.J.; MACKENBACH, J. P. Economic development and traffic accident mortality in the industrialized world, 1962-1990. **International Journal of Epidemiology**, 2000.

WASELFISZ, J. J. **Mapa da Violência: Os Jovens do Brasil**. Brasília, 2014.

WHO - World Health Organization. **Global status report on road safety 2013: supporting a decade of action**. Geneva, 2013.

WHO - World Health Organization. **Global status report on road safety: time for action**. Geneva, 2009.

WINTEMUTE, G. J. Is motor vehicle-related mortality a disease of development? **Accid Anal Prev** 1985;17:223–37.

XIE, Z.; YAN, J. Detecting traffic accident clusters with network kernel density estimation and local spatial statistics: an integrated approach. **Journal of Transport Geography**, v. 31, 0. 64-71, 2013.

MORTALIDADE POR SUICÍDIOS NO BRASIL: UMA ANÁLISE ESPAÇO-TEMPORAL (1991-2010)

Renato Prado Siqueira¹³

Pedro Vasconcelos Maia do Amaral¹⁴

RESUMO: Este trabalho buscou verificar quais são os determinantes das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nas microrregiões brasileiras, bem como se a dinâmica dos suicídios nos anos de 1991, 2000 e 2010 foi influenciada pelo local onde se encontrava, ou seja, se a influência da vizinhança local era ou não importante para explicar as taxas de suicídios microrregionais, mesmo quando se controla para variáveis socioeconômicas. Neste sentido, a influência local seria representada pelo efeito “imitação”, resultando em microrregiões com taxas elevadas próximas ou vizinhas de microrregiões com taxas também elevadas e vice-versa. Para tanto, buscou-se analisar o quadro geral do suicídio no Brasil ao longo do espaço e do tempo realizando uma análise exploratória dos dados bem como incorporando essas relações de vizinhança nas estimações propostas. Os resultados mostraram que o espaço é importante para explicar as taxas mesmo quando se controla para outras variáveis socioeconômicas nos três anos analisados, corroborando a literatura que trata dos efeitos de contágio e/ou imitação nos casos de suicídio. No entanto, ao mesmo tempo em que se confirmou esse processo espacial significativo, levantaram-se outras questões, sobretudo quanto aos determinantes socioeconômicos das taxas de suicídios, que ora eram significativos ora não, dependendo do período de análise, indicando que a dinâmica dos suicídios ao longo dessas microrregiões variou quanto a essas causas.

Palavras-chave: suicídios, aglomerados, econometria espacial

ABSTRACT: This study investigates the determinants of suicide rates per 100 thousand inhabitants in the Brazilian micro regions as well as the influence of local neighborhood on these rates when controlling for socioeconomic variables. In this sense, local influence is represented by an "imitation" factor, i.e. micro regions with high rates neighboring or close to micro regions also with high rates and vice versa. We examine the overall framework of suicide in Brazil over space and time by performing an exploratory analysis of data and incorporating these neighborhood relationships in the estimates proposed. The results show that space is important to explain rates even when controlling for other socioeconomic variables in 1991, 2000 and 2010, supporting the literature related to the effects of contagion and / or imitation in cases of suicide. However, while we confirm a significant spatial process, other issues need further investigation: the significant socioeconomic determinants of suicide rates vary across time, indicating that the dynamics of suicide on these micro-regions varied regarding its causes.

Keywords: suicide, clusters, spatial econometrics

Classificação JEL: C21, I12, J11

¹³ Mestrando em Economia pelo CEDEPLAR/UFMG. Email: rprado@cedeplar.ufmg.br

¹⁴ Professor Dr. do CEDEPLAR/UFMG. Email: pedrovma@cedeplar.ufmg.br

1 INTRODUÇÃO

Projeções da Organização Mundial da Saúde indicam que em 2020 cerca de 1,5 milhão de indivíduos cometerão suicídio, bem como entre 15 a 30 milhões tentarão o ato, fazendo com que suicídios sejam responsáveis por 2,4% da mortalidade mundial (WHO, 1999; WHO, 2002). No Brasil, suicídios passaram de um crescimento modesto na década de 80 (2,7%) para taxas cada vez mais elevadas, com alta de 18,8% na década de 90 e 33,3% da década de 2000 até o ano de 2012, com crescimento total de 62,5% em todo o período (WAISELFISZ, 2014). Apesar de no Brasil as taxas de suicídio serem ainda modestas comparadas a países como Japão, por exemplo, que verifica nos suicídios a principal causa de mortalidade violenta (10 suicídios para cada homicídio), ela chama atenção por crescer por volta de 4 a 6 vezes (década de 2000) mais do que acidentes de trânsito e homicídios, configurando-se aos poucos uma importante questão de saúde pública (WAISELFISZ, 2014).

Por sua complexidade, taxas de mortalidade de suicídios envolvem inúmeros fatores e, conseqüentemente, não podem ser compreendidas à luz de uma ou poucas variáveis. Ainda há o fato de que essas taxas variam largamente entre diferentes países ao redor do mundo, bem como mudam sua dinâmica ao longo do tempo (WHO, 2015). O tema ainda tem sua complexidade aumentada quando essas taxas variam consideravelmente entre regiões no Brasil, com maiores taxas nas regiões Sul, Norte e Centro-Oeste e entre sexos, com três vezes maiores chances de suicídios entre homens que entre mulheres, alcançando percentuais de 6,45% para homens e 1,8% para mulheres a cada 100 mil habitantes (MELLO-SANTOS et al, 2005; SERRANO, 2008; BRZOWSKI et al, 2010).

No Brasil, constituindo um problema em plena ascensão, com projeções desfavoráveis ao número de casos estimados e crescimento elevado nas últimas décadas, que este trabalho se soma a diversos outros na medida em que visa contribuir com o tema ao adicionar na análise dos determinantes a influência do espaço na dinâmica das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes. Para tanto, busca-se entender a dinâmica e os determinantes dessas taxas nos anos censitários de 1991, 2000 e 2010 em escala microrregional.

Nesse contexto, o trabalho se divide em 6 partes. Após a introdução segue uma revisão teórica da literatura, buscando mostrar seus resultados e formar a base no qual este trabalho é construído. Na terceira seção é apresentada a metodologia do trabalho,

bem como a fonte de dados e demais procedimentos adotados. Na quarta seção são apresentados os resultados, analisando a sua tendência ao longo do tempo, bem como a sua distribuição no espaço e seus determinantes socioeconômicos. Ao final, tem-se as considerações final do trabalho, ressaltando as peculiaridades dos resultados alcançados e direções para futuras pesquisas. Por fim, as referências utilizadas.

2 BREVE DISCUSSÃO TEÓRICA

Relacionando taxas de suicídios a diversos fatores, principalmente sociais e econômicos, estudos vêm sendo conduzidos em busca de entender os determinantes tanto das taxas de suicídios em nível regional como individual. No que diz respeito aos fatores socioeconômicos, este interesse é marcado pela publicação do livro *O Suicídio*, por Emile Durkheim (2000) em 1897, que afirmava que suicídios cresciam em períodos de crise econômicas e financeiras.

Nesta mesma linha, Madianos et al (2014) e Stuckler et al (2011), ao estudar os efeitos da crise de 2008 nas taxas de suicídio da Grécia e 26 países da Europa, respectivamente, evidenciaram o elevado grau de associação entre suicídios e a crise econômica, sobretudo devido a elevação da taxa de desemprego. Para cada 1% de aumento na taxa de desemprego, aumentava-se o risco de suicídio em 0,79% para indivíduos com menos de 65 anos. Resultados semelhantes foram observados para a Espanha, Itália, Japão, Rússia, bem como para outros países e unidades geográficas que passaram por maus momentos econômicos e aumentos nas taxas de desemprego (MATTEI et al, 2013; CHANG et al, 2009; LUDIN et al, 2012; CLASSEN & DUNN, 2012; PRIDEMOZE et al, 2007; PLATT & MICCIOLO, 1992; ANDRES, 2005).

Contudo, apesar da aparente relação óbvia entre maior desemprego e maiores taxas de suicídios, outros estudos apontam que relações e condições de trabalho precárias podem fazer com que as taxas de suicídios aumentem. Tais processos seriam sintomas de maior intensificação do trabalho, esgotamento profissional, exposição a assédio moral e outras manifestações danosas presentes em certas relações de trabalho (HIRATA, 2011; FRANCO et al, 2010).

Ampliando o escopo das causas de suicídios e incorporando variáveis que remetem ao grau de desigualdade social, Jungeilges e Kirchgassner (2002) e Huang

(1996), usando dados de corte transversal para 30 países para o ano de 1975 e 42 países para o ano de 1990 respectivamente, encontraram associação positiva e significância entre taxas de suicídio e renda e crescimento econômico. Já Leigh e Jencks (2007), ao estudar um painel de 12 países desenvolvidos no período de 1903 a 2003, não acharam significância entre suicídios e desigualdade de renda e nível de renda. Rodríguez-Andrés e Fischer (2008), por sua vez, ao examinar suicídios em função de determinantes institucionais em um painel de cantões da Suíça, encontrou apenas a variável desemprego como significativa.

Para os países OCDE, Maag (2008) em estudo abrangendo o período 1980-2002, verificou que em geral a relação entre condições econômicas e os valores observados das taxas de suicídios nesses países é fraca, uma vez que tal significância era observada apenas em alguns grupos de idades e sexo específicos, fazendo com que os estudos nessa área, de uma maneira ampla, apresentassem resultados ambíguos. Outro ponto ressaltado pelo autor é de que provavelmente essas relações se mostrassem significativa ao diminuir o nível de agregação dos dados, permitindo uma análise mais acurada, bem como maior tamanho da amostra. Logo, há que se ter cautela ao associar uma causa definitiva às taxas de suicídios, uma vez que diferentes modelos podem levar a diferentes resultados (MAAG, 2008).

Controlando para os aspectos sociais e econômicos, Agerbo et al (2002) ao realizar estudo longitudinal para a Dinamarca quanto aos riscos de suicídios em jovens, chegou à conclusão de que a suscetibilidade para uma doença mental era a principal causa de suicídios em jovens. Contudo outros fatores foram também significativos, tais como o desemprego, nível de renda, baixa escolaridade e número de divórcios.

Em uma revisão de diversos estudos entre 1966 e 2005, Mann et al (2005) destaca a importância da educação acerca do problema, bem como restrição ao alcance dos meios suicidas para a prevenção dos suicídios e, portanto, da diminuição das taxas. Os autores destacam ainda que em relação a outros métodos de prevenção (educação pública, mídia), não se pôde ter certeza quanto a sua eficácia, necessitando-se maior aprofundamento e mais acurácia nos testes.

A idade surge também como um dos fatores determinantes quando olhamos para as taxas de suicídios. No Brasil, por exemplo, dados recentes vêm indicando forte crescimento das taxas de suicídios em relação a jovens e idosos (ver seção 4.1),

principalmente em relação aos primeiros. Neste sentido, também em revisões da literatura, Minayo e Cavalcante (2010 e 2015) destacam a grande predisposição de idosos em cometer o ato suicida, uma vez que o isolamento social, o “medo do prolongamento da vida sem dignidade” e o acometimento de doenças estão mais presentes. Contudo, mesmo entre pessoas idosas, os números variam de acordo com o gênero, etnia, avanço da idade e outras questões sociais e culturais. Em relação aos jovens, por sua vez, o ato de cometer suicídios está ligado principalmente a problemas financeiros, situações amorosas e mercado de trabalho.

Outra linha importante quando se investiga os casos de suicídios é a sua possível aglomeração no espaço, que poderia ser causada por interações de vizinhança entre regiões e indivíduos. Tal hipótese é verificada em diversos estudos desde Durkheim (2000) e Tarde (1903). Os principais argumentos nessa direção dizem respeito ao efeito de “contágio” (ou imitação) e à presença de certas condições socioeconômicas comuns em um determinado espaço, fazendo com que essas taxas de mortalidade sejam parecidas (BALLER & RICHARDSON, 2002; MESOUD, 2009; GOUD et al, 1990, EXETER & BOYLE, 1999). Outros autores chamam atenção para o papel da mídia local, em que esta, ao noticiar esses casos, induz indivíduos com tendências suicidas a seguir o mesmo comportamento (GOULD et al, 1989; GOULD, 2001). Nessa mesma linha, Stack (2000) demonstrou que estudos que abordavam suicídios de pessoas famosas aumentavam em cerca 14 vezes a probabilidade de um efeito imitação e que estudos baseados em histórias fictícias causavam aumento em 4 vezes. Logo, se o contexto local for importante, a não inclusão dessa relação de vizinhança nas estimações pode acarretar inconsistência nos modelos estimados.

Portanto, tem-se que tanto variáveis socioeconômicas (especialmente nível de desemprego e crescimento econômico) quanto os possíveis efeitos de “contágio” devem ser considerados quando se investiga os determinantes das taxas de suicídios a um nível não individual. Contudo, poucos são os estudos que consideram conjuntamente esses dois fatores utilizando-se de técnicas estatísticas. Soma-se a isso o escasso número de estudos no Brasil com foco em suicídios, além de o tema ser considerado tabu por quem trabalha com a opinião pública (WAISELFISZ, 2014).

Na medida em que essas duas linhas se intercedem e no baixo volume de investigações na literatura que considerem em suas estimações a possível relação espacial entre taxas vizinhas de mortalidade por suicídios, este trabalho visa contribuir com a

literatura ao considerar tanto o espaço e as possíveis relações de vizinhança entre as microrregiões como características socioeconômicas como controle, tentando verificar, por meio de análises exploratórias e do instrumental econométrico, quais são os determinantes socioeconômicos das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes e se o espaço é realmente importante e, conseqüentemente, se deve ou não ser considerado nas formulações de políticas públicas de prevenção dos suicídios.

3 METODOLOGIA

3.1 DADOS

Os dados de mortalidade por suicídios utilizados neste trabalho são provenientes do Sistema de Informação sobre Mortalidade (SIM/DATASUS). Há que se ressaltar alguns aspectos desses dados, principalmente no que diz respeito à sua qualidade, permitindo fazer um melhor recorte do período para análise.

As informações do SIM¹⁵ começaram a ser divulgadas em 1979. A coleta desses dados, bem como sua adequação aos números reais de óbitos no Brasil, foi evoluindo a partir de então. Frias et al (2014), ao analisarem e computarem os índices das informações de óbitos na década de 2000, chegaram aos resultados de que o índice de adequação do SIM passou de 73,9% para 89,1% entre os triênios de 1999-2001 e 2008-2010, crescimento liderado sobretudo pelas regiões Norte e Nordeste. Outro estudo também verificou grande incremento na melhora de coleta de dados de óbitos no Brasil, passando de 80% ao final da década de 80 para mais de 95% na década de 2000. Os autores, no entanto, ressaltam significativas diferenças regionais na coleta desses dados, principalmente no que diz respeito ao Norte e Nordeste, onde há ainda bastante espaço para melhora (LIMA & QUEIROZ, 2014). Por fim, estudo do próprio Ministério da Saúde (2014) indica que, em 2011, 94,2% dos óbitos em território nacional eram computados. Entre as regiões, a melhor colocada foi a região Sul, com 98,5% de cobertura, e a pior a região Norte, com 85,9%, seguida da Nordeste, com 88,8%, mostrando que essas duas regiões ainda sofrem com subnotificações.

¹⁵ Seus dados são resultados das Declarações de Óbitos (DO), que são preenchidos por agentes/funcionários de saúde do município, onde, nas secretarias de saúde municipais, após serem analisadas e processadas, são transferidas para o sistema estadual de informação sobre mortalidade, para então serem incorporadas ao Ministério da Saúde (WAISELFISZ, 2014).

Neste contexto, os dados utilizados nesse estudo são do período que compreende os anos de 1991, 2000 e 2010, com enfoque nesses dois últimos, por apresentarem uma melhor cobertura dos dados, permitindo análises mais precisas. Dados de suicídios compreendem, segundo a Classificação Estatística Internacional de Doenças e Problemas Relacionados à Saúde 10^a versão (CID), as categorias X60 a X84, que incorporam as “Lesões Autoprovocadas Intencionalmente”.

Uma vez que estamos interessados em buscar entender os determinantes sociais, demográficos e econômicos das taxas de suicídios, o olhar empreendido neste trabalho não parte do indivíduo em si, mas sim das características regionais de onde se encontra. Dada a complexidade dos fatores individuais, a análise regional permite caracterizar melhor o efeito do ambiente social sobre as taxas de suicídios, permitindo, portanto, ação direta de políticas públicas no combate com vistas a diminuição dessas taxas. Neste sentido, o recorte espacial utilizado neste trabalho será o de microrregião, pois ela permite verificar de forma mais consistente os determinantes dessas causas, uma vez que a análise em escala municipal está sujeita a oscilações mais bruscas das taxas de suicídios. Tal fato registra-se, por exemplo, no grande número de municípios que não apresentam nenhum suicídio em determinado período, mas que em ano posterior apresentaram algum número, fazendo com que a variação não pudesse ser calculada. Desta forma, o uso da microrregião suaviza esse efeito, possibilitando conclusões mais precisas do ponto de vista regional e temporal.

Por sua vez, os dados das variáveis explicativas foram obtidos dos Censos Demográficos, através da plataforma do Atlas Brasil (PNUD, 2013), com exceção da variável de crescimento econômico, que foi construída a partir dos dados do IPEADATA. Como os dados censitários estão disponibilizados pela plataforma do Atlas Brasil para municípios, foi necessário realizar um processo de transformação das variáveis a partir de suas respectivas populações de referências, agregadas de acordo com a devida microrregião correspondente. Ressalta-se que os dados disponibilizados se referem a todos os 5565 municípios brasileiros para os anos censitários de 1991, 2000 e 2010. Ou seja, foi realizado um procedimento de “compatibilização espacial para os anos de 1991 e 2000”, uma vez que, nesses anos, o número de municípios era menor do que em 2010 (PNUD, 2013).

3.2 ANÁLISE ESPACIAL EXPLORATÓRIA DOS DADOS

Visando descobrir e visualizar padrões espaciais e temporais, bem como sugerir algumas hipóteses explicativas de tais processos, empreende-se neste trabalho algumas análises exploratórias. Neste sentido, são construídos mapas coropléticos da variável dependente ‘taxa de suicídios’, permitindo verificar ao longo do espaço como essas taxas de mortalidade por suicídio variam entre as microrregiões, bem como dando indicativos de aglomerações no espaço e da dinâmica temporal dessas taxas.

Uma vez que análises exploratórias visuais por meio dos mapas coropléticos podem ser falhas no sentido da identificação de padrões espaciais (MESSNER et al, 1991), faz-se necessário usar testes estatísticos rigorosos neste sentido, identificando devidamente esses aglomerados e, por sua vez, dando robustez às análises dos mapas. Para tanto, utilizam-se neste trabalho dois testes, um de cunho geral e ou outro local.

A estatística I de Moran Global (MORAN, 1948) tem por objetivo verificar se os dados como um todo estão distribuídos aleatoriamente no espaço, constituindo sua hipótese nula a aleatoriedade espacial, ou seja, os dados das microrregiões não são relacionados aos dados de suas vizinhas. Essa estatística assume a seguinte forma:

$$I = \frac{n \sum \sum w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum \sum w_{ij} \sum (y_i - \bar{y})^2}, \text{ com valor esperado de: } \left[-1/(n - 1) \right].$$

em que n representa o número de unidades geográficas, y_i a taxa de mortalidade do local i e w_{ij} a matriz de pesos espaciais indicando a vizinhança de i e j . Se encontrarmos um valor significativamente maior que o seu valor esperado, temos uma autocorrelação espacial positiva, se encontrarmos um valor significativamente menor, temos uma autocorrelação espacial negativa entre as unidades de análise.

Como o I de Moran Global não possibilita a verificação da existência de aglomerados locais, ou seja, a observação de padrões regionalmente localizados, utilizamos ainda uma estatística que capte se as relações entre as microrregiões são estatisticamente significantes, ou seja, um indicador local de associação espacial (LISA) (ANSELIN, 1995). O LISA que usaremos neste trabalho trata-se de uma versão local do I de Moran Global derivada por Anselin (1995), assumindo a seguinte especificação:

$$I_i = z_i \sum_j w_{ij} z_j$$

em que z_i e z_j são os desvios em torno da média das observações e o somatório em j incluindo somente os valores vizinhos do local i de cálculo da estatística. O I de Moran Local também nos possibilita decompor as relações locais significativas em 4 tipos de associações: Alto-Alto (microrregião com valor alto circundados por microrregiões com valores altos), Baixo-Baixo (microrregião com baixo valor com vizinhos também com baixos valores), Alto-Baixo (alto valor com vizinhos de baixos valores) e, finalmente, Baixo-Alto (baixo valor circundado por vizinhos com altos valores). Alto-Alto e Baixo-Baixo representam os aglomerados (*clusters*) espaciais, ou seja, constituem relações na mesma direção e, portanto, autocorrelação positiva, e Alto-Baixo e Baixo-Alto como associações em direção opostas, ou seja, autocorrelação negativa entre as unidades locais ou *outliers* espaciais.

No presente estudo, considerando que a variável de interesse consiste em uma taxa (taxa de suicídios), optou-se por empregar a versão Bayesiana do I de Moran Local, conforme a proposta de Assunção e Reis (1999). Essa adaptação justifica-se pelo fato de que taxas podem apresentar variância muito heterogênea em função de diferentes tamanhos populacionais, levando a possíveis distorções na autocorrelação espacial quando áreas de pequena população exibem valores extremos por flutuação aleatória. A versão Bayesiana (também denominada abordagem de Empirical Bayes) procede à suavização das taxas, de modo que as regiões com populações menores não tenham peso excessivo no cálculo da estatística. Em termos gerais, cada taxa bruta y_i é transformada em uma taxa suavizada $\hat{\theta}_i$, puxada em direção a uma média ou valor global de referência, reduzindo a influência dos valores altamente instáveis. Então, o cálculo do I de Moran Local Bayesiano pode ser representado de forma conceitual por:

$$I_i^B = (\hat{\theta}_i - \theta_0) \sum_j w_{ij} (\hat{\theta}_j - \theta_0)$$

em que $(\hat{\theta}_i)$ é a taxa suavizada da região i , θ_0 corresponde a um valor de referência (por exemplo, a taxa global média) e w_{ij} indicam a vizinhança entre as microrregiões. Dessa maneira, obtém-se um indicador de autocorrelação espacial ajustado à natureza de variável do tipo “taxa”, minimizando o surgimento de clusters espúrios em locais com população muito pequena e permitindo uma interpretação mais confiável dos padrões

espaciais de homicídios. Por fim, a disposição em mapas do I de Moran Local destaca as áreas onde há clusters significativos ou outliers, contribuindo para o delineamento de hipóteses explicativas e para a compreensão mais aprofundada dos processos em estudo.

3.3 PROCEDIMENTOS ECONOMÉTRICOS

Uma vez identificado que as relações de vizinhança entre as microrregiões são autocorrelacionadas espacialmente, tem-se subsídio para modelar de forma mais apropriada as relações entre a variável dependente e as variáveis independentes, sobretudo incorporando essa dependência espacial entre as observações. Não considerada, essa dependência acaba por violar os pressupostos clássicos de regressão, sobretudo no que diz respeito aos erros. Esse processo se daria na medida em que essas relações espaciais, uma vez não distribuídas aleatoriamente no espaço, induziriam heterocedasticidade nos erros, como também autocorrelação residual (ANSELIN & BERA, 1998).

O primeiro passo, no entanto, consiste em estimar o modelo de mínimos quadrados ordinários. Os pressupostos do modelo são então testados por intermédio dos testes de Breusch-Pagan e Koenker-Basset para a presença de heterocedasticidade. Apesar do I de Moran nos indicar se nossos dados são aleatoriamente distribuídos no espaço ou não, ele não tem a capacidade de nos dizer com qual tipo de dependência espacial estamos lidando (ANSELIN & REY, 1991). Neste sentido, usamos os testes do Multiplicador de Lagrange (LM) e Multiplicador de Lagrange Robusto para identificar dependência espacial na forma de defasagem (lag) espacial e/ou erro espacial.

Uma vez feitos os testes, e indicado pelos testes LM a presença e o tipo de dependência espacial, partimos para a modelagem espacial propriamente dita, caso necessário. Assim, os modelos do tipo SAR (*spatial autoregressive*) são os principais modelos utilizados quando da presença de autocorrelação espacial, mesmo quando se controla para outras variáveis explicativas. Tais modelos podem assumir três formas, sendo elas a de modelo de lag espacial, modelo de erro espacial e o modelo que combina essas duas formas, um modelo de lag e erro espacial. O modelo lag incorpora na regressão as relações de vizinhança entre as unidades de nossas observações, representado na forma de Wy , ou seja, uma associação linear entre os valores observados da variável dependente e a matriz de vizinhança, sugerindo um processo de difusão de uma microrregião para outra. Importante ressaltar aqui que a “imitação”, bem como demais efeitos espaciais,

estariam representados por essa lag espacial (BALLER & RICHARDSON, 2002). O modelo de erro, por sua vez, indica que temos variáveis espaciais omitidas ou não mensuráveis que são preditoras dos suicídios, como por exemplo, indicadores de integração social, no caso deste trabalho (ANSELIN & BERA, 1998).

O modelo de lag espacial (SLM) é representado pela seguinte forma matricial:

$$y = \rho W y + X \beta + \varepsilon$$

em que y é o vetor de tamanho $N \times 1$ das nossas observações de variável dependente, β o vetor de coeficientes $K \times 1$ das variáveis explicativas, X uma matriz $N \times K$ contendo as observações das variáveis independentes e o termo constante, ε o vetor $N \times 1$ de erros no local i , ρ como o coeficiente autorregressivo espacial, que capta o efeito espacial da vizinhança em y_i e W a matriz de pesos espaciais.

Já o modelo de erro espacial (SEM) é especificado da seguinte forma:

$$y = X \beta + \varepsilon, \text{ em que:}$$

$$\varepsilon = \lambda W \varepsilon + \xi$$

em que λ é o coeficiente autoregressivo e ξ o erro idiossincrático.

3.3.1 Heterogeneidade espacial

Como analisamos os anos de 1991, 2000 e 2010, testamos se os coeficientes das estimações referentes a cada um desses períodos são significativamente diferentes um do outro, constituindo assim em regimes espaciais diferentes. No entanto, estimamos aqui dois modelos distintos, com regimes diferenciados. O primeiro modelo constituirá de três regimes, referentes a 1991, 2000 e 2010. O segundo, por sua vez, referente apenas aos anos de 2000 e 2010. A estimação de dois modelos se justifica na medida em que algumas variáveis a priori importantes para explicar as taxas de suicídios não são verificadas para o ano de 1991, incorrendo, no caso deste trabalho, em viés de variável omitida. Logo, o conjunto de variáveis explicativas entre os modelos será diferente. Para o primeiro modelo, as variáveis independentes serão compostas pelas variáveis *IDHMI* (índice de longevidade), *gini* (índice de gini), *rendapc* (renda per capita), *tanalf* (taxa de analfabetismo), *tpopjov* (proporção da população jovem na população total) e *txurb* (taxa de urbanização). No segundo modelo, além das variáveis presentes no primeiro modelo, adiciona-se as variáveis *cecon* (taxa de crescimento econômico) e *tdes10* (taxa de desocupação ou de desemprego aberto).

Uma regressão espacial com dois regimes do tipo SLM pode ser expressa como:

$$\text{Regime 1: } y_1 = \rho W_1 y_1 + X_1 \beta_1 + \varepsilon_1$$

$$\text{Regime 2: } y_2 = \rho W_2 y_2 + X_2 \beta_2 + \varepsilon_2$$

em que y_1 e y_2 os vetores da variável dependente, W_1 e W_2 as matrizes de pesos espaciais, X_1 e X_2 as matrizes contendo as variáveis explicativas, β_1 e β_2 os vetores dos coeficientes das variáveis independentes de cada Regime e finalmente, os vetores dos termos de erros ε_1 e ε_2 , referentes aos Regimes 1 e 2.

Neste sentido, para verificar a estabilidade dos coeficientes entre os Regimes estimados, aplica-se o teste de Chow espacial (ANSELIN, 1988).

3.4 VARIÁVEIS DE CONTROLE – SUICÍDIOS

O suicídio, dentre todas as formas de mortalidade violenta, é a que mais suscita dúvidas quanto às suas causas. Uma vez que seus determinantes são extremamente amplos e complexos, tentar reduzir seus determinantes a poucas características invalida em parte as análises então provenientes. Com o objetivo de contribuir para o debate, busca-se neste trabalho verificar se as relações de vizinhança entre as microrregiões são significativas para explicar essas taxas, controlando-se para variáveis socioeconômicas que seriam importantes preditoras das taxas de suicídios segunda a literatura.

Diversos estudos (ver, por exemplo, Maag, 2008), como vimos na fundamentação teórica específica do tema, buscam de alguma forma modelar essas taxas de suicídios em função de variáveis socioeconômicas. Contudo, na literatura nacional, não se encontrou estudos que considerem em suas estimações a possível relação espacial entre taxas vizinhas de mortalidade por suicídios, uma vez que tal hipótese é verificada em diversos estudos desde Durkheim (1987) e Tarde (1903). Os principais argumentos nessa direção dizem respeito ao efeito de “contágio” (ou imitação) e a presença de certas condições socioeconômicas comuns em um determinado espaço, fazendo com que essas taxas de mortalidade sejam parecidas (BALLER & RICHARDSON, 2002; MESOUD, 2009; GOUD et al, 1990). Logo, se o local for importante, a não inclusão dessa relação de vizinhança nas estimações pode acarretar inconsistência nos modelos.

Assim, para tal intento, além de incorporarmos o componente espacial nas estimações, considera-se como variáveis explicativas fatores econômicos, sendo eles

crescimento econômico (cecon), renda per capita (rendapc) e nível de desocupação da população de 10 anos mais (tdes10), bem como características sociais, tais como índice de gini (gini), taxa de analfabetismo da população de 15 anos ou mais (tanalf), grau de urbanização (txurb), proporção da população jovem na população total (tpopjov) e o IDHM Longevidade (IDHMI) .

As variáveis econômicas descrevem em certa medida o nível de atividade econômica presente, tanto crises das mais diversas como momentos de acelerado crescimento econômico, atingindo diretamente o bem-estar dos indivíduos, principalmente quando se diz respeito ao crescimento econômico observado e as taxas de desocupação no caso aqui presente. Diversos estudos (em relação a crise de 2008 por exemplo, ver Madianos, 2014 e Stuckler et al, 2011) relacionam crises financeiras ou econômicas a atitudes comportamentais adversas, tais como o maior uso de medicamentos antidepressivos e bebidas alcoólicas, bem como maior número de divórcios e aumento da violência (MANN et al, 2005).

Nessa mesma linha, a renda per capita, um dos indicadores do nível de desenvolvimento econômico de uma região, pode nos dar indícios de que a população como um todo está ou não tendo uma vida adequada. Contudo, a renda per capita de uma população não nos fornece como essa renda está distribuída entre os indivíduos. Para considerar esse aspecto, incorpora-se o índice de gini.

A taxa de analfabetismo entra como uma variável de nível educacional. O objetivo dessa inclusão é verificar se maiores taxas educacionais levam a menores taxas de suicídios, uma vez que conseguir reconhecer os estados mentais que levam ao suicídio e se conscientizar disso são fatores extremamente importantes na sua prevenção (AGERBO et al, 2002; MANN et al, 2005).

A proporção da população jovem na população total tem como objetivo verificar se essa faixa etária (15 a 29 anos) está mais suscetível a cometer tal ato ou não, nos fornecendo indícios de qual faixa da população deve-se prestar mais atenção, bem como possibilitar o levantamento de questões e estudos que possam abordar possíveis relações entre idade e atos de suicídios. Por sua vez, destaca-se a significativa elevação de suicídios no Brasil a partir dos 15 anos de idade (WAISELFISZ, 2014).

O IDHM Longevidade, por sua vez, é usado como uma proxy para o nível de qualidade de vida da população, bem como indica a presença de mais ou menos idosos

nas microrregiões. Neste sentido, o próprio Durkheim (2000) indica uma relação positiva entre idade e número de suicídios, uma vez que idosos se referem a pensamentos depressivos com mais frequência que outras faixas etárias, além de apresentarem por vezes maiores taxas de suicídios (Gráfico 1). Adicionalmente, alguns estudos apontam para uma relação positiva entre idade e suicídios, principalmente a partir dos 70 anos de idade (LOVISI et al, 2006 para o Brasil e MINAYO & CAVALCANTE, 2010 em uma revisão de 52 estudos).

Logo, essa variável pode tanto apresentar sinal negativo como positivo, dependendo do efeito predominante.

Por fim, o grau de urbanização da microrregião tem por objetivo verificar se e como a mortalidade de suicídios está diretamente ligada ao meio urbano. Essa relação é complexa, uma vez que, ao mesmo tempo em que um grau maior de urbanização é indício de maior acesso a rede saúde, maiores relações e interações sociais nas áreas urbanas (MACHADO, 2014), também pode intensificar a sensação de isolamento dos indivíduos, sobretudo idosos, quando estes sofrem em algum grau de depressão ou outra disfunção mental não ocasional (MINAYO & CAVALCANTE, 2010).

Nas tabelas 1 e 2 temos a média e o desvio padrão dessas variáveis para os modelos 1 e 2 propostos:

Tabela 1 - Média e Desvio padrão variáveis 1991-2010

| Variáveis | Média | Desvio Padrão |
|--|--------|---------------|
| Índice de Gini (gini) | 0,54 | 0,05 |
| Renda per capita (rendapc) | 411,80 | 240,16 |
| Taxa de analfabetismo (tanalf) | 21,41 | 14,02 |
| Taxa de urbanização (txurb) | 66,65 | 18,87 |
| Proporção da população jovem (tpopjov) | 27,32 | 1,85 |

Tabela 2 - Média e Desvio padrão variáveis 2000-2010

| Variáveis | Média | Desvio Padrão |
|--|--------|---------------|
| Índice de Gini (gini) | 0,54 | 0,05 |
| Crescimento econômico (cecon) | 6,59 | 10,66 |
| Renda per capita (rendapc) | 476,19 | 247,72 |
| Taxa de analfabetismo (tanalf) | 17,56 | 11,08 |
| Taxa de desocupação 10 anos ou mais (tdes10) | 10,01 | 4,36 |
| Taxa de urbanização (txurb) | 69,82 | 17,47 |
| Proporção da população jovem (tpopjov) | 27,20 | 1,88 |

4 RESULTADOS

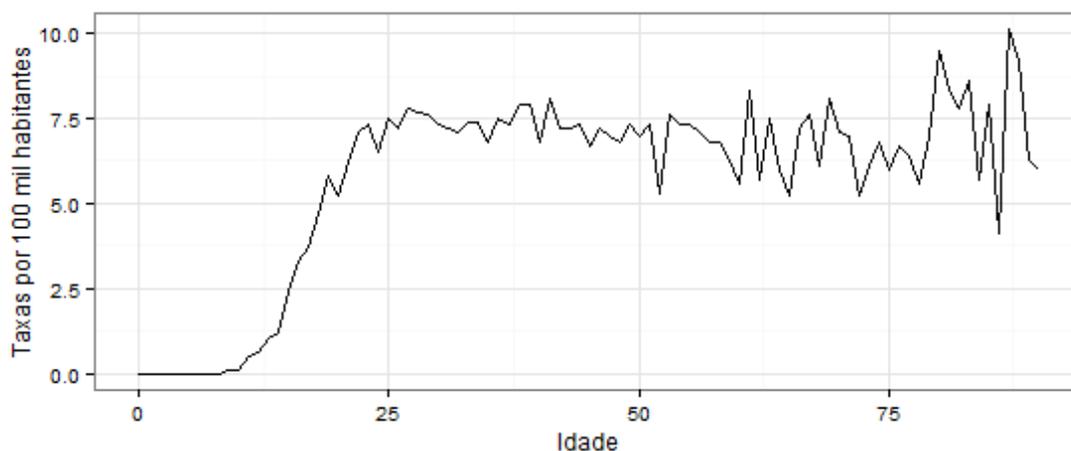
Nesta seção são apresentados os resultados tanto da análise exploratória como das estimações econométricas.

4.1 ANÁLISE EXPLORATÓRIA – SUICÍDIOS

A mortalidade por suicídios, embora relativamente pequena (5,2% por 100 mil habitantes no ano de 2013) em comparação com as outras mortalidades violentas (homicídios (27,7%) e acidentes de transporte (21,4%)), vem chamando atenção devido ao seu alto crescimento nos últimos anos, chegando em alguns momentos a ser 6 vezes maior que as taxas registradas por homicídios e acidentes de transporte (WAISELFISZ, 2014).

Quando analisamos os dados de suicídios e sua incidência em diferentes faixas etárias na população (gráfico 1), podemos verificar alguns padrões interessantes. A elevação das taxas de suicídios começa por volta dos 13 anos, com 1 suicídio a cada 100 mil habitantes, chegando a 7,8 na população de 27 anos, permanecendo por volta desse valor até mais ou menos os 60 anos, quando há uma escalada das taxas na faixa da idade de 75 anos ou mais, apresentando variações significativas também para baixo.

Gráfico 1 - Taxas de mortalidade por suicídios no Brasil - Idades Simples (2011)



Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

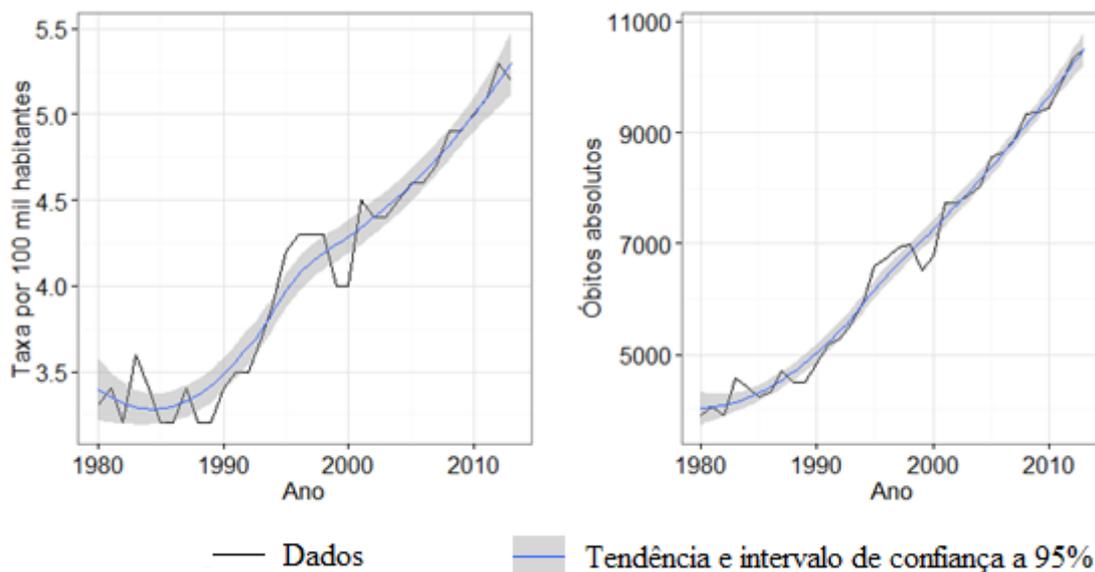
Vemos que as taxas de suicídios de acordo com a idade parecem sempre ficar em torno de uma média, especialmente quando pegamos os dados referente a população de 25 anos ou mais, com um aumento dessa variação nos anos finais de vida. Outro ponto importante é a incidência de suicídios em idades mais avançadas, algo que a princípio, não era esperado, uma vez que pouco se noticia ou se aborda o assunto de forma ampla.

Olhando para esses dados, não se pode afirmar categoricamente que suicídios ocorrem predominantemente em uma faixa etária específica, como acontece com os homicídios, por exemplo. Esse fato só ressalta ainda mais a complexidade dos suicídios frente a outras causas de mortalidade, indicando que a prevenção do ato deve se dar por diversos caminhos e estratégias muitas vezes distintas, buscando cobrir todas as idades.

Analisando agora a evolução dessas taxas na população como um todo ao longo do tempo, (gráficos 2a e 2b) observamos que, tanto em relação aos valores a cada 100 mil habitantes quanto aos valores absolutos de óbitos, a tendência (visualizada através de uma regressão do tipo LOESS¹⁶) é de crescimento elevado, com elevação em praticamente todo o período que vai de 1980 a 2013. Em relação às taxas, na década de 80 a variação é maior, contudo, não apresentando tendência de elevação, subindo ainda no final da década de 80 até meados dos anos 90, para então cair e crescer novamente quase que ininterruptamente até o último ano da série. Os valores absolutos seguem o mesmo padrão. Existem diversas hipóteses para explicar essa tendência de crescimento ao longo dos anos, tais como a melhora da qualidade dos registros de óbitos e o crescimento de casos na população indígena (BRZOZOWSKI et al, 2010; OLIVEIRA & NETO, 2003), bem como a possível piora de indicadores socioeconômicos em determinadas regiões (ver, por exemplo PLATT, 1984 e PALACIO-ACOSTA et al., 2005) e o aumento da população idosa em número e proporção, que é considerada um maior grupo de risco, como vimos no gráfico 1.

¹⁶ *Local Regression*. Também conhecida como regressão polinomial ponderada localmente, ou seja, regressões que são realizadas em subconjuntos dos dados, dando maior peso para aqueles mais perto do ponto de análise. O valor da função é obtido então a partir dos dados avaliando-se o polinômio local, sendo esse processo repetido até ao final da série de dados (CLEVELAND & DEVLIN, 1988).

Gráficos 2a e 2b - Estrutura e evolução da mortalidade por suicídios: taxa por 100 mil habitantes e números absolutos (1980-2013)



Fonte: Elaboração própria a partir dos dados do SIM/DATASUS (2015).

Esse crescimento ao longo de todo o período representou aumento de cerca de expressivos 60% quanto aos suicídios a cada 100 mil habitantes, saindo de 3,3 óbitos em 1980 para 5,2 em 2013. Por sua vez, quando olhamos para os valores absolutos, esse crescimento foi da magnitude de 169% em todo o período, chegando aproximadamente a 10,5 mil suicídios no último ano da série.

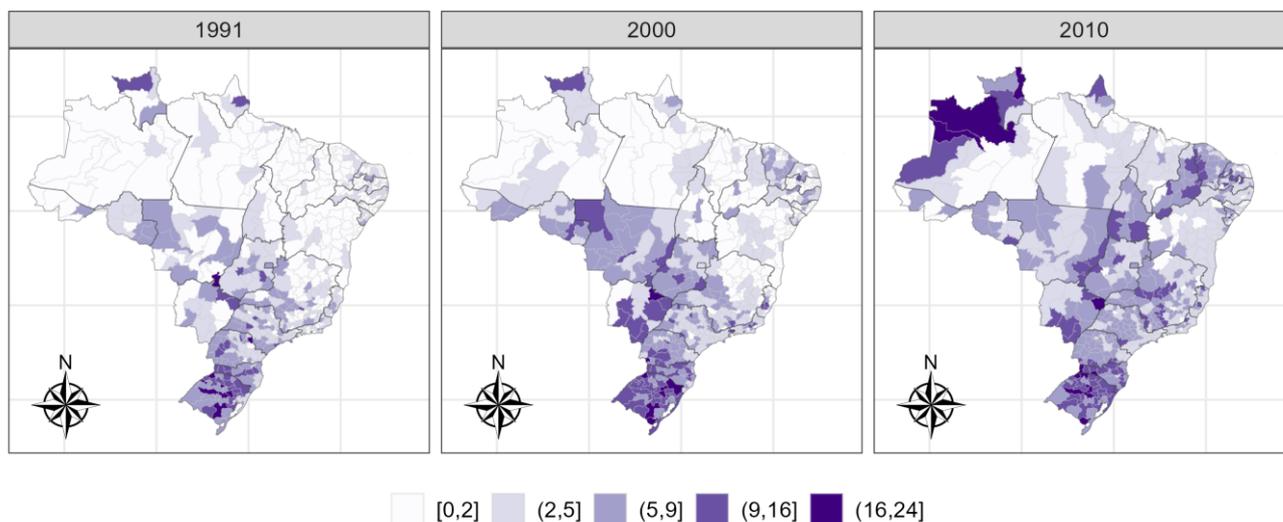
Outra questão de suma importância é identificar quais as regiões do Brasil sofrem mais com o problema, permitindo-nos observar padrões locais, bem como tendências do período analisado ao longo do espaço. Por meio da figura 1 podemos verificar então esses aspectos para as microrregiões brasileiras nos anos censitários, objeto de estudo deste trabalho.

No ano de 1991, chama atenção a presença de taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes mais elevadas na Região Sul (7,22), principalmente no estado do Rio Grande do Sul (8,62), caracterizando realmente um problema de cunho local mais pronunciado que qualquer uma das outras regiões, uma vez que em âmbito nacional a taxa registrada foi de 3,53. Em menores patamares, nas regiões Centro-Oeste e Sudeste, algumas microrregiões também apresentam taxas maiores que no restante do país, excetuando o Sul. Em relação às regiões Norte (2,43) e Nordeste (1,8), os dados apresentam em quase sua totalidade baixas taxas de suicídios, com alguns poucos pontos isolados em sentido contrário.

Avançando para o ano 2000 percebemos algumas mudanças significativas na distribuição dessas taxas. Entre elas destaca-se o agravamento do problema na Região Sul (8,22), bem como um maior número de microrregiões da Região Centro-Oeste (6,36) com taxas mais elevadas, sugerindo um espalhamento dos casos de suicídios nesses estados. As Regiões Norte e Sudeste, quando comparadas ao ano de 1991, pouco mudaram, havendo poucas redistribuições ao longo das microrregiões, considerando os intervalos adotados nas figuras. Em relação à Região Nordeste, observa-se o surgimento de taxas mais elevadas, sobretudo nas microrregiões dos estados do Ceará e Piauí, que registraram respectivamente taxas de 3,74 e 2,69. Outro ponto interessante diz respeito ao aumento dos casos em regiões de fronteira, principalmente em relação aos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul e Rio Grande do Sul, caracterizando uma relação que deve ser investigada, uma vez que essas regiões possuem até certo ponto dinâmicas distintas (por exemplo, circulação migratória e relações culturais e econômicas) em relação a outras regiões (PEITER, 2005).

E por fim, quando analisamos o ano de 2010, os dados apresentam mais uma vez mudanças importantes que ocorreram nesse último intervalo de 10 anos entre um censo e outro. Além da presença constante já comentada de taxas mais elevadas na Região Sul, destaca-se: 1) o aumento das taxas em várias microrregiões do Sudeste, em especial no estado de Minas Gerais, com 5,62 suicídios a cada 100 mil habitantes; 2) o agravamento do problema na Região Nordeste, que até então não apresentava elevadas taxas, sobretudo nos estados do Piauí e Ceará; e 3) o aparecimento de elevadas taxas de suicídios na Região Norte, com destaque para regiões de fronteira com a Venezuela e Colômbia.

Figura 1 - Evolução da mortalidade por suicídios nas microrregiões brasileiras (1991-2010) – Óbitos por 100 mil habitantes



Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

Partindo para análise descritiva dessas taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nas microrregiões brasileiras, temos também importantes resultados que seguem na mesma direção das análises até então feitas. A média, mediana, e os valores do primeiro e terceiro quartil cresceram durante os anos censitários em consistência com os gráficos e os mapas anteriores; com elevação de 67,8%, 91,5%, 326% e 52,4% respectivamente no período em questão. Em relação à variância, seus valores pouco mudaram ao longo do tempo, sugerindo que as taxas das microrregiões cresceram de forma parecidas ao longo do espaço e do período como um todo.

Tabela 3 - Análise descritiva das taxas de mortalidade por suicídios a cada 100 mil habitantes.

| | 1991 | 2000 | 2010 |
|---------------|-------|-------|-------|
| Mínimo | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| Máximo | 23,80 | 18,78 | 21,56 |
| Média | 3,54 | 4,58 | 5,94 |
| Mediana | 2,70 | 3,75 | 5,17 |
| Desvio padrão | 3,61 | 3,86 | 3,65 |
| 1º Quartil | 0,81 | 1,72 | 3,44 |
| 3º Quartil | 5,23 | 6,50 | 7,98 |

Fonte: Elaboração a partir dos dados do SIM/DATASUS (2015).

Outro passo importante desta análise exploratória tem como objetivo verificar a autocorrelação espacial das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes. A figura 1, contendo os mapas com os intervalos das taxas parece nos indicar que microrregiões com taxas mais elevadas (baixas) estão próximas de microrregiões com taxas também mais elevadas (baixas), dessa forma, verificamos por meio da figura 2 se essas relações são significativas, bem como a forma que estão distribuídas ao longo do país durante o período 1991-2010.

Para tanto, calculou-se em um primeiro momento a estatística do I de Moran Global, de modo a verificar se os nossos dados estão alocados de forma aleatória no espaço. Em todos os anos rejeitou-se a hipótese nula de aleatoriedade espacial ao nível de 1% de pseudo-significância. A estatística apresentou valores de 0,51, 0,58 e 0,47 nos anos de 1991, 2000 e 2010, respectivamente, indicando forte correlação espacial, como consta na tabela 4.

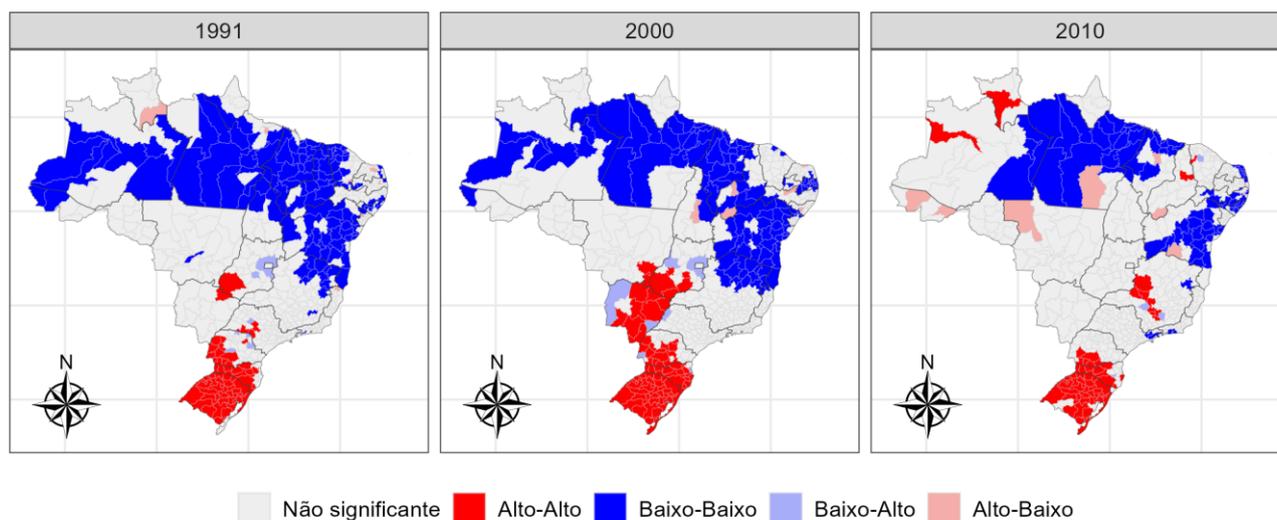
Tabela 4 – I de Moran Global e Quantidade de Microrregiões por Tipos de Aglomerados

| | 1991 | 2000 | 2010 |
|-------------------|-------|-------|-------|
| I de Moran Global | 0,568 | 0,629 | 0,528 |
| Não significativa | 350 | 336 | 399 |
| Alto-Alto | 64 | 83 | 61 |
| Baixo-Baixo | 130 | 125 | 85 |
| Baixo-Alto | 7 | 8 | 4 |
| Alto-Baixo | 7 | 6 | 9 |

Fonte: Elaboração própria a partir do software GeoDa.

Neste sentido, buscou-se verificar localmente como se dava essas relações, uma vez que tal análise nos permite enxergar aglomerados regionais específicos. Para isso foi calculado o I de Moran Local para cada microrregião, sendo apresentadas na figura 2 aquelas estatisticamente significantes. Usamos aqui uma matriz de vizinhança do tipo Queen de ordem um para ambas as estatísticas.

Em 1991, ano inicial de análise, três são os pontos a chamarem atenção: 1) o elevado número de microrregiões do tipo Alto-Alto na Região Sul do país ; 2) ao contrário da Região Sul, o elevado número de microrregiões em aglomerados do tipo Baixo-Baixo nas regiões Norte e Nordeste e; 3) com exceção de Minas Gerais, poucas relações significativas foram encontradas nos estados do Sudeste. Essas observações parecem nos indicar “dois brasis” em 1991 em relação as taxas de suicídios.

Figura 2 – Mapas de aglomerados dos suicídios nas microrregiões (1991-2010).

Fonte: Elaboração própria através do software GeoDa.

Continuando a análise para o ano de 2000, as conclusões pouco mudam em comparação a 1991, uma vez que também encontramos um forte aglomerado Alto-Alto no sul do país a aglomerações mais esparsas do tipo Baixo-Baixo no Norte, Nordeste e no estado de Minas Gerais. A novidade aqui é o aparecimento de um aglomerado do tipo Alto-Alto no Centro-Oeste, sobretudo nas microrregiões dos estados de Mato Grosso do Sul e Goiás. Cabe destacar também que, dentre esses anos, 2000 apresentou elevados números de aglomerados tanto Alto-Alto como Baixo-Baixo, como vemos na tabela 4.

O ano de 2010, por sua vez, apresenta interessantes informações. Na mesma linha da figura 1 com as taxas das microrregiões, quando vimos que o fenômeno do suicídio parecia se espalhar em microrregiões até então não afetadas significativamente, o mapa com os aglomerados apresenta relações significativas de vizinhança em regiões até então também não verificadas nos anos anteriores. Temos por exemplo o estado de Roraima na Região Norte, bem como alguns pontos no Nordeste e Sudeste com aglomerados Alto-Alto. Ressalta-se também o menor número do tipo Baixo-Baixo nessas mesmas regiões e, mais uma vez, a Região Sul do país concentrando o maior número de microrregiões com aglomerados Alto-Alto, indicando ser um fenômeno altamente regional.

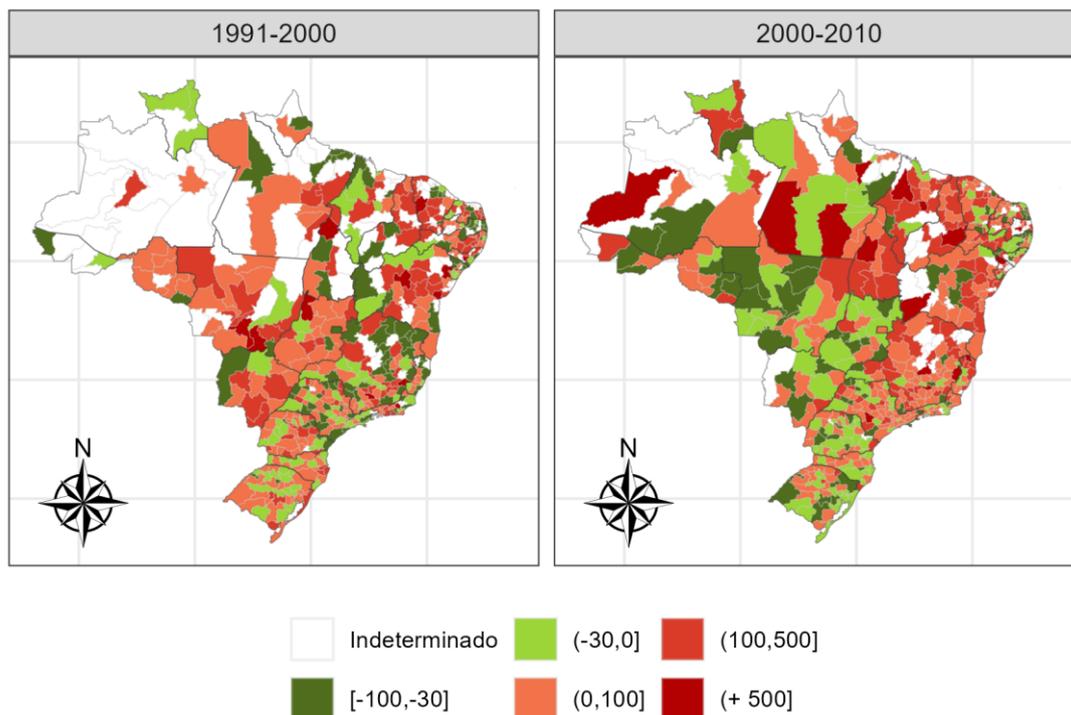
Cabe verificarmos também as variações percentuais ao longo das microrregiões nesse período, uma vez que, complementando a análise feita até então, ela nos permite ver em que microrregiões o aumento ou a queda nas taxas se deu de forma mais pronunciada. Essas variações nos períodos 1991-2000 e 2000-2010 podem ser vistas na

figura 3. Contudo, como algumas microrregiões não possuíram nenhum óbito registrado em 1991 ou 2000, não foi possível calcular essa taxa de variação. Essas microrregiões estão especificadas na legenda como “Indeterminado”.

Adicionando informação à figura 1 analisada anteriormente, temos aqui outro conjunto rico de informações. No período 1991-2000 temos 99 microrregiões identificadas como “Indeterminado”, ou seja, que não tinham apresentado nenhuma morte associada ao suicídio em 1991, mas que apresentaram número em 2000. Interessante observar que esse processo se deu mais pronunciadamente na Região Norte do país. Nas demais regiões vemos que predominam variações percentuais positivas, com destaque para microrregiões do Centro-Oeste como um todo e no Nordeste, apresentando crescimento de respectivamente 51,4% e 34,76%. No Sul, como vimos na figura 1, que já sofria com altas taxas em 1991, houve um aumento ainda maior nesse período (1991-2000), na ordem de 13,93% como um todo.

No período 2000-2010 percebemos algumas mudanças nessa dinâmica: 1) Observamos um menor número (63) de microrregiões do tipo “Indeterminado”; 2) predominância de variação negativa na Região Centro-Oeste, com queda geral de 9,17%; 3) ao contrário do Centro-Oeste, variações positivas significativas no Sudeste (30,86%) e; 4) recrudescimento dessas taxas em microrregiões da Região Sul do país. Apesar de não ser verificado imediatamente na figura, devido aos intervalos da legenda, o Nordeste foi a região que maior apresentou variação positiva no período, com aumento de 65,12% em sua taxa de suicídios a cada 100 mil habitantes.

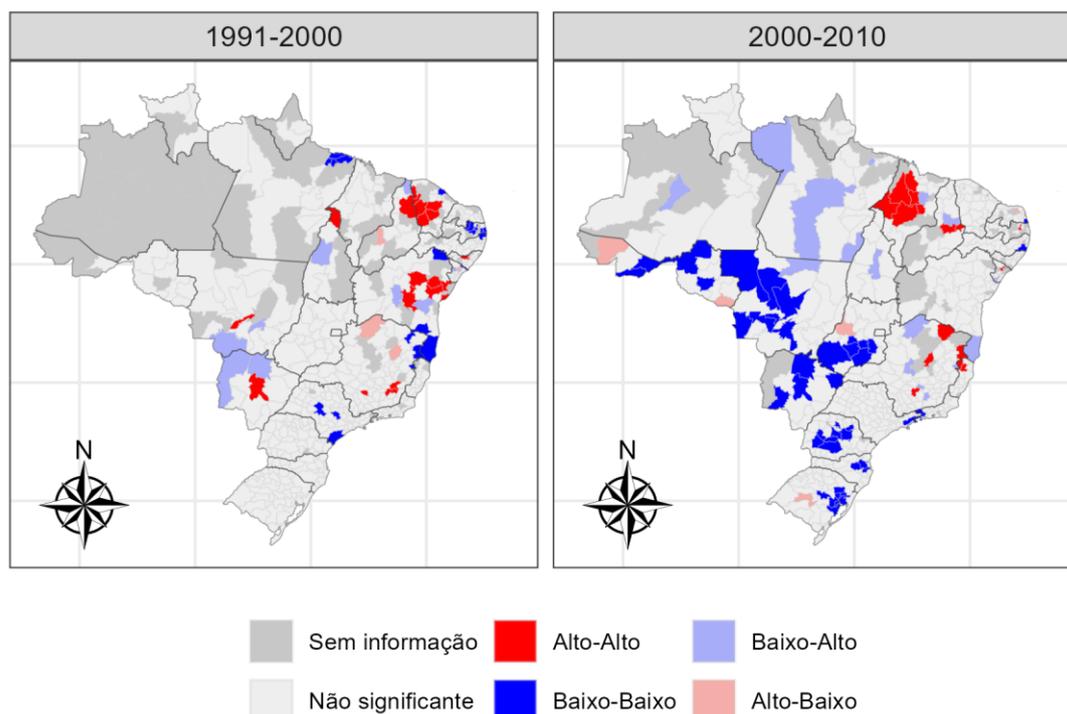
Figura 3 – Mapa de clusters da variação percentual das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nos períodos 1991-2000 e 2000-2010.



Fonte: SIM/DATASUS (2015). Elaboração própria.

Finalmente, na Figura 4 estão dispostos os aglomerados das variações das taxas de suicídios. Devido à presença de microrregiões em que não foi possível calcular a taxa de variação (possuía zero como taxa de suicídio no período inicial), a análise do mapa possui limitações, uma vez que para realizar o cálculo do LISA, tais microrregiões tiveram de ser retiradas, sendo representadas como “Sem informação” na figura. Logo, essa adaptação pode comprometer em certa medida a distribuições dos aglomerados. Mesmo sabendo deste problema, podemos ainda, com precaução, tirar algumas conclusões. De imediato percebemos a dominância de microrregiões com relação do tipo não significativo, com 399 e 412 microrregiões apresentando essa relação nos períodos 1991-2000 e 2000-2010 respectivamente (Tabela 5). Por sua vez, entre 2000 e 2010, há mais relações do tipo Baixo-Baixo, sobretudo localizadas nas regiões Sul e Centro-Oeste. Outra característica importante é a maior proporção no período 1991-2000 de microrregiões em que o cálculo não foi possível, totalizando mais de 18,3% das microrregiões, enquanto tal número chegou a 11,3% no intervalo 2000-2010.

Figura 4 – Mapas de aglomerados da variação percentual das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nos períodos 1991-2000 e 2000-2010.



Fonte: Elaboração própria.

Em relações as relações de aglomerados propriamente, temos no período 2000-2010 maiores relações Baixo-Baixo (44), contudo com menor número de aglomerados Alto-Alto (16) quando se compara com o intervalo anterior (24 e 20 respectivamente). No entanto, ressalta-se mais uma vez a importância da cautela em relação a essas figuras, já que adaptações para a disposição dos mapas e do cálculo do I Moran podem ter prejudicado a análise.

Tabela 5 – I de Moran Local da Taxa de Variação

| | 1991 - 2000 | 2000 - 2010 |
|------------------|-------------|-------------|
| Sem informação | 102 | 63 |
| Não significante | 399 | 412 |
| Alto-Alto | 20 | 16 |
| Baixo-Baixo | 24 | 44 |
| Baixo-Alto | 9 | 16 |
| Alto-Baixo | 4 | 7 |

Fonte: Elaboração própria.

Junto da figura 1 anterior e ao fim dos três períodos, portanto, vemos que o problema do suicídio passou a ser regionalmente menos localizado, passando a ocorrer em áreas que até então ou não sofriam ou sofriam muito pouco com elevadas taxas de

suicídios. Devido à inerente complexidade do tema, não se pode afirmar categoricamente a razão por trás disso, mas algumas hipóteses podem ser levantadas, tais como a piora de alguns indicadores socioeconômicos, o aumento da violência nessas regiões, a cobertura da mídia de tais casos e o efeito “imitação” (JOINER, 1999; BALLER & RICHARDSON, 2002), a melhora da qualidade dos registros de óbitos nas regiões Norte e Nordeste (BRZOZOWSKI et al, 2010), o aumento de casos na população indígena no Centro-Oeste, sobretudo no estado de Mato Grosso do Sul (COLOMA et al, 2008) e o aumento da população idosa, principalmente na Região Sul do país (VIANA et al, 2008).

4.2 ESTIMAÇÕES ECONOMÉTRICAS

Uma vez identificada a distribuição espacial das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nas microrregiões brasileiras, apresenta-se nesta seção os resultados das estimações econométricas.

Os resultados das estimações MQO do modelo 1 são apresentados na tabela 5. Vemos que nos três Regimes os testes de Multiplicador de Lagrange, com a ajuda dos testes em suas versões robustas, apresentam que um componente de lag espacial deve ser incluído no modelo, uma vez que se rejeitou a hipótese nula a 5% de que o coeficiente da matriz de vizinhança fosse igual a zero. O mesmo não foi encontrado em relação a dependência no erro. Neste sentido, as estimações indicam que as taxas de uma microrregião seriam influenciadas pelas taxas presentes nos vizinhos. Essa influência, como vimos, se daria na medida em que o efeito de “contágio” ou imitação é importante para explicar o padrão espacial das taxas de mortalidade por suicídios ao longo dos períodos analisados. Ademais, os três regimes não apresentaram normalidade e homocedasticidade dos erros, verificados pelos testes de Jarque-Bera e Koenker-Basset respectivamente. Como as estimações dos modelos espaciais (Tabela 7) foram realizadas por meio do GMM (Método dos Momentos Generalizados) e uma vez que ele não pressupõe normalidade, nenhum procedimento foi adotado em relação a isso, contudo foram feitas estimações robustas para lidar com a não homocedasticidade dos erros, pois heterocedasticidade pode levar a inferências errôneas dos regressores, devido a ineficiência dos estimadores.

Tabela 5 – Modelo 1 MQO

| Variáveis | Regime 1 - 1991 | | Regime 2 - 2000 | | Regime 3 - 2010 | |
|---|------------------------|----------------|------------------------|----------------|------------------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>p-valor</i> | <i>Coef.</i> | <i>p-valor</i> | <i>Coef.</i> | <i>p-valor</i> |
| CONSTANTE | 8,700 | 0,060 | 10,808 | 0,065 | 9,654 | 0,337 |
| IDHMI | 10,075 | 0,017 | 21,465 | 0,000 | 17,359 | 0,097 |
| gini | 0,127 | 0,970 | -0,462 | 0,902 | 4,310 | 0,225 |
| rendapc | 0,000 | 0,944 | -0,001 | 0,677 | 0,004 | 0,007 |
| tanalf | -0,127 | 0,000 | -0,100 | 0,000 | -0,001 | 0,982 |
| tpopjov | -0,208 | 0,015 | -0,583 | 0,000 | -0,617 | 0,000 |
| txurb | -0,038 | 0,000 | -0,048 | 0,000 | -0,075 | 0,000 |
| R-squared | 0,3353 | | 0,3679 | | 0,2348 | |
| Jarque-Bera | 575,960 | 0,000 | 57,764 | 0,000 | 135,538 | 0,000 |
| Koenker-Bassettest | 45,888 | 0,000 | 52,389 | 0,000 | 53,810 | 0,000 |
| Diagnósticos para dependência espacial | | | | | | |
| LagrangeMultiplier (lag) | 107,575 | 0,000 | 161,15 | 0,000 | 142,041 | 0,000 |
| Robust LM (lag) | 3,773 | 0,052 | 13,021 | 0,000 | 19,513 | 0,000 |
| LagrangeMultiplier (error) | 105,306 | 0,000 | 148,489 | 0,000 | 122,994 | 0,000 |
| Robust LM (error) | 1,504 | 0,220 | 0,36 | 0,548 | 0,466 | 0,495 |
| LagrangeMultiplier (SARMA) | 109,079 | 0,000 | 161,51 | 0,000 | 142,508 | 0,000 |

O modelo 2 por sua vez (Tabela 6), que incorpora as variáveis de crescimento econômico (*cecon*) e de taxa de desocupação (*tdes10*) apresentou as mesmas conclusões, indicando espacialidade nos erros em forma de lag, bem como heterocedasticidade e não normalidade dos resíduos.

Tabela 6 – Modelo 2 MQO

| Variáveis | Regime 1 - 2000 | | Regime 2 - 2010 | |
|---|------------------------|----------------|------------------------|----------------|
| | <i>Coef.</i> | <i>p-valor</i> | <i>Coef.</i> | <i>p-valor</i> |
| CONSTANTE | 10,794 | 0,062 | 11,675 | 0,239 |
| IDHMI | 19,431 | 0,000 | 11,662 | 0,261 |
| cecon | 0,037 | 0,011 | -0,009 | 0,427 |
| gini | 1,609 | 0,668 | 8,010 | 0,028 |
| rendapc | -0,002 | 0,202 | 0,001 | 0,386 |
| tanalf | -0,107 | 0,000 | -0,021 | 0,586 |
| tdes10 | -0,138 | 0,001 | -0,298 | 0,000 |
| tpopjov | -0,558 | 0,000 | -0,544 | 0,000 |
| txurb | -0,020 | 0,151 | -0,0389 | 0,014 |
| R-squared | 0,389 | | 0,258 | |
| Jarque-Bera | 57,46 | 0,000 | 160,093 | 0,000 |
| Koenker-Bassettest | 51,399 | 0,000 | 53,249 | 0,000 |
| Diagnósticos para dependência espacial | | | | |
| LagrangeMultiplier (lag) | 153,500 | 0,000 | 131,430 | 0,000 |
| Robust LM (lag) | 9,871 | 0,002 | 22,304 | 0,000 |
| LagrangeMultiplier (error) | 145,547 | 0,000 | 109,964 | 0,000 |

| | Regime 1 - 2000 | | Regime 2 - 2010 | |
|----------------------------|-----------------|-------|-----------------|-------|
| Robust LM (error) | 1,917 | 0,166 | 0,838 | 0,360 |
| LagrangeMultiplier (SARMA) | 155,418 | 0,000 | 132,268 | 0,000 |

Desta forma, encontra-se na tabela 7 os resultados das estimações tanto do modelo 1 como 2, em que se incorpora o componente de lag espacial. Através do teste de Chow em estimações a priori, verificamos que o componente da lag espacial não apresentou mudança estatisticamente significativa, portanto utilizamos a lag como constante durante todo o período. Começando a análise pelo modelo 1, temos que o componente da lag espacial (*Global_W_txs*) é estatisticamente significativa a 1%. Por sua vez, o seu valor de 0,65 indica forte dependência espacial positiva, ou seja, o efeito médio direto do aumento de uma unidade na taxa de suicídios dos vizinhos de uma região faz com que aumente em 0,65 a taxa nessa mesma região. Outro ponto central quando incorporamos a lag espacial no modelo é a interpretação dos coeficientes das demais variáveis explicativas. Quando estimamos o modelo de lag espacial, a interpretação não é mais direta devido ao multiplicador espacial¹⁷. Dado o processo interativo no espaço, justificado pelas relações de vizinhança o efeito total das covariáveis se encontra quanto multiplicamos seus coeficientes por esse multiplicador espacial. Nos modelos 1 e 2 esse multiplicador assumiu os valores de 2,90 e 2,54 respectivamente.

Em relação as demais covariáveis temos que em 1991 apenas a variável de taxa de analfabetismo (*tanalf*) se mostrou estatisticamente significativa a 5% para explicar as taxas de suicídios nas microrregiões, contudo com o sinal diferente do esperado. Neste ano, o modelo indica que o aumento de uma unidade na taxa de analfabetismo diminui em aproximadamente 0,18 o número de suicídios a cada 100mil habitantes. Esse resultado está na linha dos argumentos que relacionam maior escolaridade com maior “sensação de liberdade”, no entanto com a ocupação de cargos ocupacionais de mais “pressão” acompanhada de isolamento social (LIN, 2006).

Em 2000 e 2010, ao contrário, outras variáveis aparecem como importante preditoras das taxas. Em 2000, por exemplo, apenas as variáveis de renda per capita (*rendapc*) e de desigualdade de renda (*gini*) não foram estatisticamente significantes a 5%. Já em 2010, as variáveis não significativas foram *tnalf*, *IDHMI* e *rendapc*. Vemos, portanto, diversas mudanças nesses padrões nos três períodos, com nenhuma das

¹⁷ O multiplicador espacial é representado pela expressão $(1 - \rho W)^{-1}$ e expressa como esses efeitos de vizinhança se movem no espaço.

variáveis significante em todos os anos, indicando grande variabilidade quanto aos determinantes.

Outro ponto interessante de se observar é o sinal positivo da variável IDHMI em 2000. Uma vez que ela é uma medida de longevidade, ela nos indica que populações com maiores expectativas de vida estão sujeitas a maiores taxas de suicídios. Tal resultado deve estar relacionado à crescente quantidade de idosos nas microrregiões como um todo, chegando a 10,8% da população total em 2010 (KÜCHEMANN, 2012). O que complementa essa análise é o fato de que o coeficiente da variável que capta a proporção de jovens na população é negativo, ou seja, quanto maior a proporção de não jovens, maior as taxas de suicídios. Em 2010, por exemplo, o aumento em uma unidade da taxa de proporção de jovens (15 a 29 anos) na população total diminui em 1,14 os suicídios a cada 100 mil habitantes. As demais variáveis significativas por sua vez apresentaram os sinais esperados. Neste sentido, vale destacar a variável de taxa de urbanização, em que especulamos que poderia apresentar ambos os sinais, contudo prevaleceu o negativo, ou seja, maior taxa de urbanização pode indicar maiores relações e interações sociais nas áreas urbanas, e portanto, menores taxas de suicídios. Ressalta-se, contudo, que a taxa de urbanização nesse modelo só foi significante a 5% no ano de 2010, em que o aumento de 1% diminuiria em aproximadamente 0,11 o número de suicídios a cada 100 mil habitantes.

Finalmente, o teste de Chow nos diz que apenas as variáveis *tppojov* e *rendapc* apresentam alguma mudança significativa em seus coeficientes nos três regimes analisados, ou seja, se houve mudança (do ponto de vista estatístico) na magnitude do impacto dessas variáveis na variável dependente em pelo menos 1 dos períodos.

Tabela 7 – Resultados das estimações dos modelos espaciais 1 e 2

| | Variáveis | MODELO 1 | | MODELO 2 | |
|-----------|---------------|----------|---------|----------|---------|
| | | Coef. | p-valor | Coef. | p-valor |
| 1991 | CONSTANTE | 4,345 | 0,253 | - | - |
| | IDHMI | 1,252 | 0,703 | - | - |
| | gini | 2,128 | 0,481 | - | - |
| | rendapc | -0,001 | 0,735 | - | - |
| | tanalf | -0,063 | 0,001 | - | - |
| | tpopjov | -0,085 | 0,357 | - | - |
| | txurb | -0,012 | 0,256 | - | - |
| 2000 | CONSTANTE | 0,907 | 0,849 | 1,651 | 0,735 |
| | IDHMI | 13,027 | 0,004 | 12,278 | 0,006 |
| | gini | -1,017 | 0,757 | 0,428 | 0,895 |
| | rendapc | -0,002 | 0,033 | -0,003 | 0,007 |
| | tanalf | -0,047 | 0,032 | -0,056 | 0,012 |
| | tpopjov | -0,180 | 0,062 | -0,194 | 0,060 |
| | txurb | -0,020 | 0,083 | -0,004 | 0,748 |
| | cecon | - | - | 0,025 | 0,046 |
| | tdes10 | - | - | -0,093 | 0,001 |
| 2010 | CONSTANTE | 14,167 | 0,126 | 14,991 | 0,107 |
| | IDHMI | -2,354 | 0,807 | -4,153 | 0,670 |
| | gini | 5,000 | 0,281 | 7,073 | 0,126 |
| | rendapc | 0,002 | 0,169 | 0,0003 | 0,770 |
| | tanalf | -0,027 | 0,432 | -0,036 | 0,282 |
| | tpopjov | -0,395 | 0,000 | -0,371 | 0,000 |
| | txurb | -0,037 | 0,005 | -0,019 | 0,208 |
| | cecon | - | - | -0,005 | 0,576 |
| | tdes10 | - | - | -0,171 | 0,014 |
| | _Global_W_txs | 0,656 | 0,000 | 0,607 | 0,000 |
| CHOW TEST | CONSTANTE | 1,621 | 0,445 | 1,597 | 0,206 |
| | IDHMI | 5,742 | 0,057 | 2,489 | 0,115 |
| | gini | 1,196 | 0,550 | 1,384 | 0,239 |
| | rendapc | 6,191 | 0,045 | 4,530 | 0,033 |
| | tanalf | 0,934 | 0,627 | 0,228 | 0,633 |
| | tpopjov | 6,325 | 0,042 | 1,809 | 0,179 |
| | txurb | 2,421 | 0,298 | 0,610 | 0,435 |
| | cecon | - | - | 3,758 | 0,053 |
| | tdes10 | - | - | 1,146 | 0,284 |
| | Teste Global | 28,814 | 0,011 | 27,545 | 0,001 |

Partindo para a análise do modelo 2, que incorpora as variáveis *cecon* e *tdes10*, a única mudança na significância das outras variáveis independentes se refere a taxa de urbanização, que deixa de ser significativa para o ano de 2010. Como a variável de crescimento econômico não foi importante para explicar as taxas de suicídio nesse ano, tal mudança deve ser resultado da variável de taxa de desocupação, uma vez que essa se apresentou importante estatisticamente. Neste ano, o aumento da taxa de desocupação em uma unidade indicou diminuição total de 0,43 óbitos na taxa de suicídios.

Ou seja, ao incluir essa variável, o grau de urbanização de uma microrregião deixou de ser significativo do ponto de vista estatístico. Isso deve ter ocorrido uma vez que a taxa de urbanização é correlacionada à taxa de desocupação. Quanto aos outros aspectos, os demais resultados são similares aos do modelo 1, destacando-se a forte dependência espacial das taxas de homicídios, contudo, a um patamar menor do que verificado no modelo 2. Aqui, temos que em média o aumento de uma unidade na taxa de suicídios a cada 100 mil habitantes relativos aos vizinhos aumenta em 0,60 essa mesma taxa na região em questão diretamente, durante todo o período.

Também se chama atenção para o fato de que variável de crescimento econômico foi estatisticamente significativa a 5% no ano de 2000, contudo com sinal positivo, ou seja, maior crescimento econômico está positivamente relacionado com maior número de suicídios. Em 2000, 1% a mais de crescimento levaria a um crescimento de cerca de 0,06 nas taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes. Esse resultado vai de encontro com os sinais da variável de taxa de desemprego aberto (*tdes10*), uma vez que maior a taxa de desemprego, menor as taxas de suicídios. Esse resultado, distanciando-se da literatura desenvolvida até então, parece indicar que o crescimento econômico, aliado com o aumento do número de empregos, se desenvolve em condições precárias, aumentando a propensão ao suicídio (FRANCO et al, 2010; HIRATA, 2011).

Portanto, vemos que em ambos os modelos o componente espacial incorporado nas estimações foi estatisticamente significativo para explicar as taxas de suicídios nas microrregiões brasileiras, mesmo quando se controla para outras possíveis variáveis explicativas, indicando que o fator de imitação é sim um fator importante a ser considerado. Outro ponto importante a ser ressaltado é a complexidade em tentar verificar quais são os fatores que explicariam essas taxas, refletindo-se na mudança de significância das variáveis ao longo dos três períodos. Por se tratar de períodos relativamente distantes entre si, esses resultados indicam que a dinâmica dos suicídios

mudou consideravelmente ao longo de tempo, uma vez que variáveis antes importantes se mostram não significativas depois, bem como o contrário.

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

Este trabalho buscou verificar quais são os determinantes das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes nas microrregiões brasileiras, bem como se a dinâmica dos suicídios nos anos de 1991, 2000 e 2010 foi influenciada pelo local onde se encontrava, ou seja, se a influência da vizinhança local era ou não importante para explicar as taxas de suicídios microrregionais, mesmo quando se controla para variáveis socioeconômicas. Neste sentido, a influência local seria representada pelo efeito “imitação” (TARDE, 1903; BALLER & RICHARDSON, 2002), resultando em microrregiões com taxas elevadas próximas ou vizinhas de microrregiões com taxas também elevadas e vice-versa.

Neste contexto, buscou-se analisar o quadro geral do suicídio no Brasil ao longo de espaço e do tempo realizando de início uma análise exploratória dos dados, que nos permitiu verificar padrões espaço-temporais das taxas de suicídios ao longo das microrregiões brasileiras, tanto por intermédio dos mapas coropléticos como os que identificavam os aglomerados locais, subsidiando o levantamento de hipóteses bem como direcionando a estratégia de identificação econométrica. Assim, com o intuito de verificar quais os determinantes dos suicídios a nível microrregional incorporando-se as relações de vizinhança, utilizou-se de métodos de econometria espacial, permitindo-nos verificar se são importantes estatisticamente ou não em dois modelos com Regimes diferenciados.

Os resultados mostraram que o espaço é importante para explicar as taxas mesmo quando se controla para outras variáveis socioeconômicas nos três anos analisados, corroborando a literatura que trata dos efeitos de contágio e/ou imitação nos casos de suicídio. No entanto, ao mesmo tempo em que se confirmou esse processo espacial significativo, levantaram-se outras questões, sobretudo quanto aos determinantes socioeconômicos das taxas de suicídios a cada 100 mil habitantes, que ora eram significativos ora não, dependendo do período de análise, indicando que a dinâmica dos suicídios ao longo dessas microrregiões variou significativamente quanto a essas causas.

Sendo assim, ao mesmo tempo em que se possibilita maior direcionamento de medidas de prevenção em áreas que se verificaram aglomerados com taxas altas de

mortalidade por suicídios, os resultados mostram que essas estratégias não devem ser restritas à apenas a uma microrregião específica, mas sim a toda uma região.

Portanto, além de contribuir com a questão espacial do tema, este estudo chama a atenção para um importante ponto relacionado a compreensão de tal fenômeno do ponto de vista socioeconômico, abrindo-se uma janela de pesquisa para o aprofundamento dessas causas, bem como suas dinâmicas ao longo do tempo.

6 REFERÊNCIAS

AGERBO, E.; NORDENTOFT, M.; MORTENSEN, P. B. Familial, psychiatric, and economic risk factors for suicide in Young people: neste case-control study. *BMJ*, 2002.

ANDRES, A. R. Income inequality unemployment and suicide: a panel data analysis of 15 European countries. *J Appl Econ* 2005; 37: 439-451.

ANSELIN, L. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. **Kluwer Academic Publishers**, Dordrecht, 1988.

ANSELIN, L. Local Indicators of Spatial Association – LISA. *Geographical Analysis*, 27(2): 93-115,1995.

ANSELIN, L.; BERA, A. K. Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. **Handbook of Applied Economic Statistics**, p. 237-89. New York: Marcel Dekker, 1998.

ANSELIN, L.; REY, S. Properties of tests for spatial dependence in linear regression models. *Geographical Analysis*, 23, 112-131, 1991.

ANSELIN, L.; SYABRI, I.; KHO, Y. GeoDa: An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geographical Analysis*, v.38 (1), 5-22, 2006.

ASSUNÇÃO, R.; REIS, E. A. A new proposal to adjust Moran's I for population density. *Statistics in Medicine*, v. 18:16, 1999.

BALLER, R. D.; RICHARDSON, K. K. Social Integration, Imitation, and the Geographic Patterning of Suicide. *American Sociological Review*, Vol. 67, No. 6. pp. 873-888, December, 2002.

BRZOWSKI, F. S. et al. Suicide time trends in Brazil from 1980 to 2005. *Cad. Saúde Pública [online]*.2010, vol.26, n.7, pp. 1293-1302. ISSN 0102-311X.

CHANG, S. S.; GUNNELL, D.; STERNE, J. A. C.; LU, T. H.; CHENG, A. T. Was the economic crisis 1997-1998 responsible for rising suicide rates in East/Southeast Asia? A time-trend analysis for Japan, Hong Kong, South Korea, Taiwan, Singapore and Thailand. *Soc Sci Med* 2009; 68: 1322-1331.

- CLASSEN, T. J.; DUNN, R. A. The effect of job loss and unemployment duration on suicide risk in the United States: A new look using mass-layoffs and unemployment duration. **Health Econ** 2012; 21: 338-350.
- COLOMA, C.; HOFFMAN, J. S.; GAWRYSZEWSKI, V. P.; BENNETT, M. D.; CROSBY, A. E. Suicide Trends and Characteristics Among Persons in the Guaraní Kaiowá and Nandeva Communities – Mato Grosso do Sul, Brazil, 2000-2005. **MMWR Morb Mortal Wkly Rep**, v.56(1):7-9, 2007.
- DURKHEIM, E. O Suicídio. **Martins Fontes**, 2000.
- EXETER, D. J.; BOYLE, P. J. Does young adult suicide clusters geographically in Scotland? **J Epidemiol Community Health**, 61:731-736, 2007.
- FRANCO, T.; DRUCK, G.; SELIGMANN-SILVA, E. As novas relações de trabalho, o desgaste mental do trabalhador e os transtornos mentais no trabalho precarizado. **Revista Brasileira de Saúde Ocupacional**, v.35, pp. 229-28, 2010.
- FRIAS, P. G. de; SZWARCOWALD, C. L.; LIRA, P. I. C. de. Avaliação dos sistemas de informações sobre nascidos vivos e óbitos no Brasil na década de 2000. **Cad. Saúde Pública [online]**. 2014, vol.30, n.10, pp. 2068-2280.
- GOULD, M. S. Suicide and the Media. **Annals of the New York Academy of Sciences**, 2001.
- GOULD, M. S.; WALLENSTEIN, S.; DAVIDSON, L. Suicide Clusters: A Critical Review. *Suicide and Life-Threatening Behavior*, vol. 19, Issue 1, pp. 17-29, 1989.
- GOULD, M. S.; WALLENSTEIN, S.; KLEINMAN, M. Time-space clustering of teenage suicide. **American Journal of Epidemiology** 131: 71–78, 1990.
- HIRATA, H. Tendências recentes da precarização social e do trabalho: Brasil, França, Japão. **Caderno CRH**, v.24, n. espacial 01, pp. 15-22, 2011.
- HUANG, W. C..Religion, Culture, Economic and Sociological Correlates of Suicide Rates: A Cross-National Analysis. **Applied Economic Letters**, 3, 779–782, 1996.
- JOINER, T. E. The clustering and contagion of suicide. **Curr Direct Psychol Sci**, 8:89–92, 1999.
- JUNGEILGES, J.; KIRCHGASSNER, G. Economic Welfare, Civil Liberty, and Suicide: An Empirical Investigation. **The Journal of Socio-Economics**, 31, 215–231, 2002.
- KÜCHEMANN, B. A. Envelhecimento populacional, cuidado e cidadania: velhos dilemas e novos desafios. **Revista Sociedade e Estado**, vol. 27, nº.1, 2012.
- LEIGH, A.; JENCKS, C. Inequality and Mortality: Long-Run Evidence from a Panel of Countries. **Journal of Health Economics**, 26, 1–24, 2007.
- LESTER, D.; YANG, B. *The Economy and Suicide: Economic Perspectives on Suicide*. Nova Science Publishers, Inc.: Commack, NY, 1997.
- LIMA, E. E. C. de; QUEIROZ, B. L. Evolution of the deaths registry system in Brazil: associations with changes in the mortality profile, under-registration of death counts,

and ill-defined causes of death. **Cad. Saúde Pública [online]**.2014, vol.30, n.8, pp. 1721-1730.

LIN, S. Unemployment and suicide: panel data analyses. **The Social Science Journal**, v. 43, p. 727-732, 2006.

LOVISI, G. M.; SANTOS, S. A.; LEGAY, L.; ABELHA, L.; VALENCIA, E. Análise epidemiológica do suicídio no Brasil entre 1980 e 2006. **Revista Brasileira de Psiquiatria**, v.31, pp. 586-93, 2009.

LUNDIN, A.; LUNDBERG, I.; ALLEBECK, P.; HEMMINGSSON, T. Unemployment and suicide in the Stockholm population: a register-based study on 771.068 men and women. **Public Health** 2012; 126: 371-377.

MAAG, T. Economic Correlates of Suicide Rates in OECD Countries. **KOF Working Papers** no. 207. KOF Swiis Economic Institute, 2008.

MACHADO, D. B. Impacto da desigualdade de renda e de outros determinantes sociais na mortalidade por suicídio no Brasil. **Dissertação de Mestrado** – Programa de Pós-Graduação em Saúde Coletiva, Universidade Federal da Bahia. Salvador, 2014.

MADIANOS, M. G.; ALEXIOU, T.; PATELAKIS, A.; ECONOMOU, M..Suicide, unemployment and other socioeconomic factors – evidente from the economic crises in Greece. **Eur. J. Psychiat.** Vol. 28, nº 1, 2014.

MANN, J. J. et al. Suicide Strategies: A Sistematic Review. **JAMA**, n. 294, vol. 16, p. 2064-2074, 2005.

MATTEI, G.; PINGANI, L.; RIGATELLI, M.; *et al.* What's going on? Italy facing the great recession: an ecological study. **Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol** 2013 (accepted for publication).

MELLO-SANTOS, C. D.; BERTOLOTE, J. M.; WANG, Y-P.Epidemiology of suicide in Brazil (1980-2000): characterization of age and gender rates of suicide. **Rev Bras Psiquiatr** 2005; 27:131-4.

MESOUDI, A. The Cultural Dynamics od Copycat Suicide. **PLoS ONE**, vol. 4, September, 2009

MESSNER, S. F.; ANSELIN, L. Spatial Analyses homicide with areal data. **Mimeo, University of Illinois**, 2001.

MINAYO, M. C. de S.; CAVALCANTE, F. G. Suicídio entre pessoas idosas: revisão da literatura. **Rev. Saúde Pública [online]**, vol.44, n.4, pp. 750-757, 2010.

MINAYO, M. C. de S.; CAVALCANTE, F. G. Tentativas de suicídio entre pessoas idosas: revisão de literatura (2002/2013). **Ciência & Saúde Coletiva**, v.20, pp. 1751-1762, 2015.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. IDB - Indicador A.18: Razão entre óbitos informados e estimados. Disponível em: <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/idb2012/a1801b.htm>>. Acessado em: 06 mai. 2014.

MINISTÉRIO DA SAÚDE (MS). Departamento de Informática do Sistema Único de Saúde (DATASUS). **O Sistema de Informações sobre Mortalidade**. Brasília, 1995.

- PNUD, IPEA, Fundação João Pinheiro. ATLAS DO DESENVOLVIMENTO HUMANO NO BRASIL. Rio de Janeiro, 2013. Acesso em: 14 de julho de 2015. Disponível em <http://www.atlasbrasil.org.br/2013/>.
- MORAN, P. A. P. The interpretation of statistical maps. **Journal of the Royal Statistical Society B**, 10, 243-51, 1940.
- OLIVEIRA, C. S.; NETO, F. L. Suicídio entre povos indígenas: um panorama estatístico brasileiro. **Ver Psiquiatr Clín** 2003; 30:4-10.
- PALACIO-ACOSTA, C.; GARCÍA-VALENCIA, J.; DIAGO-GARCÍA, J.; ZAPATA, C.; ORTIZ-TOBÓN, J.; LÓPEZ-CALLE, G.; LÓPEZ-TOBÓN, M. Characteristics of people committing suicide in Medellín Colombia. **RevSalud Publica**, 7(3):243-53, 2005.
- PEITER, P. C. A Geografia da Saúde na Faixa de Fronteira Continental do Brasil na Passagem do Milênio. **Tese (Doutorado em Geografia)** – Universidade Federal do Rio de Janeiro, IGEO/PPGG, 2005.
- PLATT, S. **Unemployment and suicidal behavior: a review of the literature.** **SocSci Med**, v.19(2):93-115, 1984
- PLATT, S.; MICCIOLO, R.; TANSELLA, M. Suicide and unemployment in Italy: description analysis and interpretation of recent trends. **SocSci Med** 1992; 34: 1191-1201.
- PRIDEMOZE, W. A.; CHAMLIN, M. B.; COCHRAN, J. K. An interrupted time-series analysis of Durkheim's social deregulation thesis: the case of the Russian federation. **Justice Q** 2007; 34: 271-290.
- RODRIGUEZ-ANDRÉS, A; FISHER, J..Political institutions and suicide: A regional analysis of Switzerland. **Research Paper Series, no. 33**. Thurgau Institute of Economics and Department of Economics at the University of Kanton, 2008.
- SERRANO, A. I. Chaves do óbito autoprovocado: sua prevenção, assistência e gestão em saúde pública. Florianópolis: **Insular**; 2008.
- STACK, S. Media Impacts on Suicide: A Quantitative Review of 293 Findings. **Social Science Quarterly**, Vol. 81, nº. 4, pp. 957-971, 2000.
- STUCKLER, D.; BASU, S.; SUHRCKE, M.; COUTTS, A.; MCKEE, M. Effects of the 2008 recession on health: a first look at European data. **Lancet** 2011; 378: 124-5.
- TARDE, G. 1903. **The Laws of Imitation**. New York: Holt.
- VIANA, G. N.; ZENKNER, F. M.; SAKAE, T. M.; ESCOBAR, B. T. Prevalência de suicídio no Sul do Brasil, 2001-2005. **J Bras Psiquiatr**, v.57(1):38-43, 2008.
- WASELFISZ, J. J. **Mapa da Violência: Os Jovens do Brasil**. Brasília, 2014.
- WHO - World Health Organization. Suicide data. Disponível em: http://www.who.int/mental_health/prevention/suicide/suicideprevent/en/. Acessado em 02 de Maio de 2015.
- WHO - World Health Organization. **Figures and facts about suicide**. Geneva, 1999.

WHO - World Health Organization. **World report on violence and health.** Geneva, 2002.

CONCLUSÕES GERAIS

. O Brasil vem apresentando taxas crescente de mortalidade violenta em regiões em que até a pouco eram tidas como pacíficas. A dinâmica observada nos trabalhos aqui apresentados, sobretudo ao longo do espaço, é a da interiorização da violência, uma vez que ao longo do tempo ela vem avançando nos interiores dos estados brasileiros e em lugares afastados dos grandes centros populacionais e econômicos. Essa dinâmica característica também indica que tais movimentos de crescimento estejam correlacionados espacialmente e, portanto, pode haver causas ligadas as interações entre os espaços regionais, como por exemplo, algum movimento de atração da violência entre esses aglomerados.

Outro ponto importante quanto ao aspecto espacial é a concentração dessas taxas ao longo do país, formando muitas vezes “aglomerados de violência”. Nesse cenário, através da análise descritiva e exploratória, verificamos como essas taxas se comportaram ao longo do tempo e do espaço, identificando tendências regionais e temporais. Tivemos crescimento das taxas de mortalidade a cada 100 habitantes no tempo, representado sobretudo pelas microrregiões do Centro-Oeste, Sul e grande parte do Nordeste. O Norte, apesar do crescimento verificado, ainda permanece não significativo relativamente as outras regiões. Chama-se atenção também para a diminuição da heterogeneidade das taxas como um todo ao longo das microrregiões, ou seja, as taxas ficaram mais uniformes no período, bem como a presença de não aleatoriedade espacial das taxas e de clusters regionais. Tal observação também pode ser vista nas projeções das taxas de mortalidade por homicídios: estados não centrais acabaram por registrar maiores tendência de crescimento das taxas de mortalidade a cada 100 mil habitantes.

No entanto, ao mesmo tempo em que se confirmou esse processo espacial significativo, levantaram-se outras questões, sobretudo quanto aos determinantes socioeconômicos das taxas de mortalidade de acidentes e, principalmente, de suicídios a cada 100 mil habitantes, que ora eram significativos ora não, dependendo do período de análise, indicando que a dinâmica ao longo dessas microrregiões variou significativamente quanto a essas causas.

Sendo assim, ao mesmo tempo em que se possibilita maior direcionamento de medidas de prevenção em áreas que se verificaram aglomerados com taxas altas de mortalidade por causas violentas, os resultados mostram que essas estratégias não devem

ser restritas à apenas a uma microrregião específica, mas sim a toda uma região. Dessa forma, futuras pesquisas devem buscar verificar os determinantes das taxas de mortalidade levando-se em conta o papel central das características locais e das possíveis relações de vizinhança entre as unidades de análise.

Por fim, esse trabalho vem chamar atenção da necessidade ao combate a violência no país. Nossos resultados mostram, assim como o de alguns autores (UCHOA & MENEZES, 2011; ANDRADE & DINIZ, 2013), que as políticas públicas direcionadas devem levar em conta o comportamento dessas altas taxas ao longo do espaço e do tempo, sem, contudo, deixar de buscar conhecer e resolver suas causas locais/regionais e atenuar suas consequências para o benefício da sociedade como um todo.